

---

UNIVERSITÉ DES SCIENCES SOCIALES DE TOULOUSE

---

THÈSE

*Pour le Doctorat en Sciences Economiques*

**TAXATION, REDISTRIBUTION ET SOINS MÉDICAUX**

*Présentée et soutenue le 10 Décembre 2001*

*par*

**Denis RAYNAUD**

*sous la direction de*

**Jean-Charles ROCHET**

---

MEMBRES DU JURY

**Helmuth CREMER**

Professeur à l'Université des Sciences Sociales de Toulouse

**Philippe CUNÉO**

Ministère de l'Emploi et de la Solidarité

**Dominique HENRIET** (rapporteur)

Professeur à l'Université de la Méditerranée

**Michel MOUGEOT** (rapporteur)

Professeur à l'Université de Franche-Comté

**Pierre PESTIEAU**

Professeur à l'Université de Liège

**Jean-Charles ROCHET**

Professeur à l'Université des Sciences Sociales de Toulouse

L'Université n'entend ni approuver, ni désapprouver les opinions particulières du candidat.

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>4</b>
1.1	La Couverture Maladie Universelle . . . . .	5
1.2	Enseignements tirés de l'expérience de la Rand . . . . .	6
1.3	Pourquoi une assurance maladie publique . . . . .	8
1.4	Redistributivité du financement du système de soins . . . . .	12
1.4.1	La redistributivité verticale du financement . . . . .	12
1.4.2	La redistributivité horizontale du financement . . . . .	21
1.5	Etudes sur les dépenses de santé et lien avec le revenu . . . . .	22
1.5.1	Inégalité d'état de santé et revenu . . . . .	22
1.5.2	La consommation de soins et le revenu en France . . . . .	23
1.5.3	La consommation de soins en Europe et aux Etats-Unis : comparaisons en fonction du revenu . . . . .	25
1.6	La fourniture publique de soins . . . . .	27
1.6.1	La fourniture publique de soins avec achats supplémentaires possibles sur le marché privé : Cremer-Gahvari (1997) . . . . .	28
1.6.2	La fourniture publique de soins sans possibilité d'achats supplémentaires sur le marché privé : Blomquist-Christiansen (1995) . . . . .	30
1.6.3	Synthèse : Blomquist-Christiansen (1998) . . . . .	31
1.7	Présentation des différents chapitres de la thèse . . . . .	32
<b>2</b>	<b>Revenus, assurance et santé : le problème de l'accès aux soins des plus démunis</b>	<b>38</b>
2.1	Introduction . . . . .	39
2.2	Un quart des plus démunis a renoncé à des soins pour des motifs financiers en 1996 . . . . .	40

2.3	Consommation médicale et revenu . . . . .	41
2.3.1	Les profils de consommation en fonction du revenu des assurés et des non assurés complémentaires sont similaires, mais à des niveaux différents	42
2.3.2	Analyse de la consommation médicale par poste de dépense . . . . .	44
2.4	Santé et revenu . . . . .	55
2.4.1	L'importance de l'indicateur de santé retenu . . . . .	55
2.4.2	Les bénéficiaires de l'aide médicale gratuite . . . . .	58
2.5	Conclusion . . . . .	59
2.6	Annexe 1 : Glossaire . . . . .	63
2.6.1	Le revenu par unité de consommation . . . . .	63
2.6.2	Les indicateurs de consommation . . . . .	63
2.7	Annexe 2 : Profils de consommations en fonction du revenu. L'incidence de corrections des structures par âge, sexe et assurance . . . . .	64
2.7.1	Le profil des consommations médicales en fonction du revenu n'est pas modifié quand on tient compte des structures par âge et par sexe . . .	65
2.7.2	Les profils de consommation en fonction du revenu ne sont pas modifiés lorsque l'on tient compte de la couverture assurantielle . . . . .	65
2.8	Annexe 3 : les graphiques de consommation en fonction du revenu . . . . .	67
<b>3</b>	<b>Consultation médicale : l'influence du revenu et de l'assurance complémentaire</b>	<b>75</b>
3.1	Introduction . . . . .	76
3.1.1	Motivations et Résultats . . . . .	76
3.1.2	Données et études antérieures . . . . .	77
3.2	Effet du Revenu et Décision de Consulter . . . . .	79
3.2.1	Méthodologie . . . . .	79
3.2.2	Résultats . . . . .	82
3.3	Perception de l'Etat de Santé . . . . .	85
3.3.1	Estimation de l'état de santé objectif par un modèle probit . . . . .	85
3.3.2	La variable "psycho" . . . . .	87
3.3.3	Décision de consulter . . . . .	89
3.4	Discussion et robustesse des résultats . . . . .	92
3.5	Conclusion . . . . .	93
3.6	Annexes . . . . .	96

3.6.1	Statistiques Descriptives : Population Totale . . . . .	96
3.6.2	Statistiques Descriptives : Individus Kish . . . . .	97
3.6.3	Probabilité de Consultation . . . . .	98
<b>4</b>	<b>Revenu et décision de consultation médicale</b>	<b>100</b>
4.1	Introduction . . . . .	101
4.2	Le modèle . . . . .	104
4.3	Choix de consultation à assurance donnée . . . . .	106
4.4	Choix d'assurance . . . . .	108
4.5	Probabilité de consultation en fonction du revenu étant donné le choix d'assurance . . . . .	113
4.5.1	Sans assurance complémentaire . . . . .	114
4.5.2	Avec une assurance complémentaire . . . . .	116
4.6	Conclusion . . . . .	118
<b>5</b>	<b>Taxation optimale et fourniture publique de soins</b>	<b>121</b>
5.1	Introduction . . . . .	122
5.2	Le modèle . . . . .	125
5.3	Taxation optimale . . . . .	129
5.4	Redistribution en nature . . . . .	132
5.4.1	Comment la fourniture publique peut-elle améliorer le bien-être : l'intuition	132
5.4.2	Formalisation . . . . .	136
5.5	Conclusion . . . . .	140

# Chapitre 1

## Introduction

Le lien entre la santé et le revenu est un thème central pour toute décision publique concernant le système de soins, que ce soit au niveau de la production des soins ou de son financement. Dans tous les pays développés, les inégalités dans l'accès aux soins fondées sur le revenu sont combattues par des mesures s'appuyant sur l'idée consensuelle que chaque individu a droit à un niveau minimum de soins, indépendamment de sa capacité à payer. Ainsi, les indigents peuvent aller aux urgences des hôpitaux se faire soigner, le financement de ces soins étant assurés par la collectivité. Des mesures de plus grande envergure existent également, du programme Medicaid aux Etats-Unis, fournissant une assurance sous conditions de ressources, mais dont les multiples critères d'éligibilité excluent une grande partie d'individus avec de faibles revenus, à l'instauration de la Couverture Maladie Universelle (CMU) en France, assurance complémentaire santé gratuite sous condition de revenu. En effet, le principal frein à la consommation de soins pour les personnes avec des ressources modestes est le prix des soins, qui peut être particulièrement élevé pour des budgets limités, en particulier en l'absence d'assurance santé.

Ce travail permet de mieux connaître le rôle joué par le revenu dans la consommation de soins, d'un point de vue empirique dans les chapitres 2 et 3 à partir de données issues de l'enquête décennale de l'INSEE (1991) et des enquêtes Santé et Protection Sociale du CreDES (1992 à 1997), et d'un point de vue théorique dans le chapitre 4 en modélisant le choix d'assurance et le choix de consultation. Le chapitre 5 s'attache plus particulièrement à la fourniture publique de soins, en montrant qu'une fourniture de soins par l'Etat destinée aux pauvres peut être un instrument permettant d'améliorer le bien-être de l'économie.

La première section de l'introduction détaille l'instauration de la CMU en France, et la deuxième section résume quelques résultats importants obtenus par la Rand [Manning *et al*,

1987] aux Etats-Unis quant à l'impact de l'assurance sur la consommation de soins, à la lumière desquels on peut imaginer l'effet positif que pourrait avoir la CMU sur la consommation de ses bénéficiaires. La troisième section s'interroge sur les raisons de l'intervention publique dans le domaine de l'assurance maladie, notamment sur les imperfections du marché dues aux asymétries d'informations et sur l'équité. La quatrième section reprend les principaux résultats du groupe de travail européen Ecuity qui s'attache à étudier la redistributivité des systèmes de soins dans différents pays européens et aux Etats-Unis. Dans la cinquième section, les résultats de quelques études récentes sur la consommation de soins en fonction du revenu sont présentés. Pour finir, la sixième section examine la littérature théorique concernant la justification d'une fourniture publique de soins sur des critères d'efficacité.

## 1.1 La Couverture Maladie Universelle

La Couverture Maladie Universelle (CMU) est entrée en vigueur le premier janvier 2000. D'une part, elle généralise l'accès à l'assurance maladie pour tous les résidents stables et réguliers non couverts par un régime d'assurance maladie ; c'est la CMU de base. D'autre part, elle assure à tous les ménages à faible revenu (moins de 3500 francs mensuels par unité de consommation<sup>1</sup> pour l'année 2000) l'accès aux soins par la mise en place d'une couverture complémentaire avec dispense d'avance de frais du ticket modérateur, du forfait journalier et prise en charge de certains produits à tarifs spécifiques comme les prothèses dentaires ; c'est la partie complémentaire de la CMU.

La Couverture Maladie Universelle doit théoriquement couvrir 10% de la population française, soit 6 millions de personnes. Au 31 décembre 2000, cet objectif n'est pas encore atteint puisque seulement 8% de la population bénéficie de la CMU complémentaire, soit presque 5 millions de personnes. Un peu moins de un million de personnes bénéficient de la CMU de base, 90% de ces derniers bénéficient également de la CMU complémentaire (ils sont donc inclus dans les cinq millions). La CMU peut être gérée soit par les caisses d'assurance maladie, soit par les organismes complémentaires (mutuelles, assurances, institutions de prévoyance) choisis par les bénéficiaires. A la fin de l'année 2000, seulement 7% des dossiers sont gérés par des organismes complémentaires.

---

<sup>1</sup>C'est le revenu du ménage pondéré selon sa structure afin de tenir compte des économies d'échelle. Le revenu par unité de consommation d'un ménage s'interprète comme le revenu qu'aurait une personne adulte seule ayant le même niveau de vie (en terme de revenu) que le ménage.

La CMU a remplacé l'Aide Médicale Gratuite (AMG) qui était gérée directement par les conseils généraux des départements, et qui couvrait, à la fin de son existence (au 31 décembre 1999), 3.4 millions de personnes. L'AMG assurait à toute personne résidant en France le droit pour elle-même et les personnes à sa charge, à une aide pour les dépenses de soins qu'elles ne pouvaient supporter. Etaient prises en charge d'une part les cotisations d'assurance personnelle pour les personnes non affiliées à un régime de Sécurité sociale, d'autre part les dépenses de soins telles que définies dans le code de la Sécurité sociale (ticket modérateur et forfait journalier notamment). Certains départements prévoyaient des dispositions plus favorables et assuraient un remboursement des frais au delà du tarif de la Sécurité sociale (principalement pour les frais dentaires et optiques). Les règles d'admission à l'aide médicale distinguaient les bénéficiaires de plein droit (bénéficiaires du RMI ou de l'allocation veuvage, jeunes âgés de 17 à 25 ans et personnes prises en charge en application d'un barème de ressources spécifique à chaque département) et les bénéficiaires de droit commun (appréciation au cas par cas selon la situation du demandeur). L'aide pouvait être totale (exonération de tous les frais médicaux laissés à la charge de l'assuré, avec dispense d'avance des frais) ou partielle (prise en charge d'une partie des frais restés à la charge de l'assuré, ou de certains d'entre eux seulement).

La CMU permet aux plus démunis d'avoir un accès gratuit à la quasi totalité des soins (il y a des plafonds pour le dentaire et l'optique). On s'attend donc à une augmentation de leurs consommations, conformément aux résultats de la Rand dans les années 70 aux Etats-Unis.

## **1.2 Enseignements tirés de l'expérience de la Rand**

De 1974 à 1979, une expérimentation à grande échelle a été menée aux Etats-Unis, l'expérience HIE (Health Insurance Experiment), menée par la Rand et dirigée par Newhouse. L'objectif de l'expérience était d'évaluer l'effet de la couverture maladie sur la consommation de soins médicaux. Le principal problème auquel les économistes font face dans ce genre d'étude est la présence de sélection adverse. Les personnes les plus susceptibles de consommer doivent théoriquement choisir les meilleurs contrats d'assurance. Le fait de comparer les consommations de soins des personnes sans assurance et des personnes assurées ne permet donc pas de mesurer la consommation supplémentaire due à l'assurance puisque le phénomène de sélection adverse implique déjà une consommation supérieure des assurés en raison de leurs risques plus élevés.



Ce qui rend l'expérience HIE unique, c'est l'absence totale de sélection adverse. Les familles participant à l'expérience ont bénéficié de manière aléatoire de contrats d'assurance avec des franchises et des copaiements plus ou moins élevés, et des plafonds de dépenses à la charge des assurés différents<sup>2</sup>. Ainsi, certaines se sont retrouvées avec des contrats dont la qualité de la couverture était faible (copaiements élevés) et d'autres avec des contrats dont la qualité de la couverture était élevée (copaiements faibles), sans avoir pu choisir elles-même. En raison de l'impossibilité de choix de la qualité de l'assurance, la présence de sélection adverse a été totalement éliminée<sup>3</sup>, et il a été donc possible de mesurer directement l'effet de l'assurance sur la consommation.

Cette expérience a permis de montrer que plus les copaiements étaient élevés, plus les dépenses de santé étaient faibles. Il a également été mis en évidence que la baisse des dépenses était particulièrement forte quand on passait d'un contrat remboursant l'intégralité des soins à un contrat avec un copaiement, même faible. Ainsi, quand on compare le total des dépenses ambulatoires pour trois types de contrat, un contrat remboursant la totalité des dépenses, un contrat avec un copaiement de 25% (et dépenses à charge de la famille plafonnées), et un contrat avec un copaiement de 50% (et dépenses à charge de la famille plafonnées), on obtient le résultat suivant : les dépenses du contrat sans copaiement sont supérieures de 24% à celles du contrat avec le copaiement le plus faible, mais cette différence est plus petite entre les deux contrats avec copaiements, les dépenses du contrat avec le copaiement de 25% dépassent de 14% celles du contrat avec le copaiement de 50%. La principale cause de la baisse des dépenses de santé quand la qualité de la couverture baisse est une diminution du nombre de personnes qui consultent le médecin au moins une fois dans l'année. En revanche, la dépense par consommant est stable entre les contrats. Cette baisse de la probabilité de consommation n'est pas identique pour l'ensemble des familles, ce sont les familles dont le revenu est faible qui diminuent le plus leur consommation quand une partie des dépenses est à leur charge. Comme l'expérience s'est déroulée sur cinq années, il a été possible de suivre l'état de santé des individus. On constate que globalement la santé des individus est meilleure pour le contrat de plein remboursement, notamment chez les pauvres. Par exemple, les 20% les plus pauvres des bénéficiaires du contrat de plein remboursement ont connu une baisse sensible

---

<sup>2</sup>Les familles ont été payées pour participer.

<sup>3</sup>Un phénomène de sélection adverse d'un autre type n'a pas pu être éliminé, celui résultant du choix de participer ou non à l'expérience. Ceux qui ont accepté de participer ont-ils des comportements de consommation de soins similaires à ceux qui ont refusé de participer ?

Pour limiter ce risque, le seul moyen est de minimiser le taux de refus, ce qui suppose de payer cher les familles participantes.

de leur tension artérielle par rapport aux pauvres bénéficiant de contrats avec franchises ou copaiements.

### 1.3 Pourquoi une assurance maladie publique

Mougeot (2000) affirme que "la légitimité de l'intervention publique est incontestable, qu'il s'agisse de la production de soins ou de l'assurance maladie". En effet, dans tous les pays développés, l'Etat intervient sur le marché de l'assurance maladie, que ce soit de manière limitée et ciblée comme aux Etats-Unis (avec les programmes Medicare pour les personnes âgées et Medicaid pour les pauvres) ou de manière plus généreuse et universelle comme en France avec la Sécurité sociale. Pourquoi observe-t-on de manière systématique une intervention publique sur ce marché.

Poterba (1994) identifie plusieurs raisons :

- L'incapacité du marché à fonctionner tout seul ("market failures") en raison des phénomènes de sélection adverse et de risque moral.

En l'absence d'information sur le type des agents, Rothschild et Stiglitz (1976) montrent que le marché ne peut, dans le meilleur des cas, qu'offrir une assurance partielle aux bons risques. Mais pour l'assurance santé, l'âge donne une très bonne indication du risque, de même que les consommations passées, et on peut donc supposer que l'assureur observe le risque des individus. Dans ce cas, sur un marché privé, les primes devraient s'établir selon le principe de neutralité actuarielle, ce qui excluerait de l'assurance toutes les personnes à risque élevé qui n'auraient pas les moyens financiers de payer des primes très élevées. Ainsi, le marché ne permet pas d'assurer correctement sur le long terme ou les maladies chroniques.

On distingue le risque moral ex-ante, qui consiste à adopter des comportements à risque (fumer, boire de l'alcool, pratiquer des activités dangereuses, ne pas se vacciner...) parce qu'on sait que les soins seront pris en charge par l'assureur, et le risque moral ex-post qui consiste à consommer plus car le prix à payer est faible ou nul grâce à l'assurance maladie<sup>4</sup>.

Le risque moral ex-ante semble à priori limité en assurance maladie, car la meilleure assurance possible sur le plan financier sera toujours incomplète d'un point de vue économique. En effet, il faut tenir compte des coûts non monétaires associés à un sinistre (la douleur de

---

<sup>4</sup>Si on définit un niveau optimal de consommation de soins à état de santé donné, alors on pourrait réserver le terme de risque moral à la consommation supérieure à celle souhaitable socialement (surconsommation) et appeler par exemple rattrapage de consommation l'augmentation permettant de ce rapprocher de l'optimum

la maladie, le risque de décès) qui ne sont pas assurables<sup>5</sup>, ce qui limite considérablement les incitations à adopter un comportement risqué. Ainsi, on peut penser que le fait de fumer n'est pas associé à un calcul économique intégrant la prise en charge intégrale des frais associés au traitement du cancer du poumon, mais s'explique plutôt grâce à la sociologie ou à la psychologie, ou tout simplement par des préférences individuelles différentes.

Le risque moral ex-post existe en assurance maladie et a été mesuré pour la première fois par la Rand aux Etats-Unis. La solution pour les assureurs consiste à laisser une partie des dépenses à la charge des assurés afin qu'ils payent un prix non nul quand ils consomment, ce qui va limiter leurs consommations.

- La présence d'externalités, non prises en compte ou de manière insuffisante, par le marché.

Les risques d'épidémie sont limités si tout le monde peut se vacciner et se soigner. Or, en l'absence d'intervention publique, certains individus ne disposeront d'aucune assurance maladie (42 millions d'américains ne disposent en l'an 2000 d'aucune couverture) et risquent donc de ne pas se soigner ou de manière trop tardive, et de ne pas se vacciner, risquant ainsi de contaminer une grande partie de la population en cas de maladie contagieuse. On pourrait objecter qu'une épidémie n'est pas une véritable externalité au sens économique du terme, car même les assureurs privés n'ont pas intérêt à ce qu'il y ait une épidémie car leurs propres clients pourraient être touchés entraînant des soins coûteux.

Une autre externalité des soins médicaux provient du lien entre productivité du travail et état de santé. Etre assuré permet un meilleur suivi médical, et donc un meilleur état de santé et une productivité du travail plus élevée. Les personnes malades ne peuvent pas travailler et sont généralement prises en charge par la société, l'intervention publique sur le marché de l'assurance maladie permet de garantir un accès aux soins pour tous les individus, ce qui minimise le nombre de personnes incapables de travailler à cause de leur état de santé. Ces aspects ne rentrent pas dans le calcul économique des assureurs privés.

- Le problème du passager clandestin.

En l'absence de couverture publique, certains ne s'assurent pas dans le privé en comptant sur l'Etat pour prendre en charge leurs soins quand il deviendra urgent de les soigner,

---

<sup>5</sup>Une indemnité en cas de décès, même forte, ne saurait s'apparenter à une assurance complète.

notamment aux urgences des hôpitaux publics. De plus, les soins hospitaliers sont beaucoup plus coûteux que les soins ambulatoires en amont qui auraient été nécessaires pour éviter l'hospitalisation. Sans intervention de l'Etat sur le marché de l'assurance maladie, le nombre de personnes arrivant aux urgences des hôpitaux en l'absence de suivi médical régulier, faute d'assurance, risque donc d'être élevé (c'est le cas aux Etats-Unis) et le coût pour l'Etat important.

– L'irrationnalité des ménages

Les ménages pourraient mal évaluer leurs risques et les conséquences de la maladie, et choisir de ne pas s'assurer et donc sous-consommer les soins médicaux par rapport à ce qui serait souhaitable socialement. Cependant, la solution à ce type de problème ne passe pas forcément par une intervention publique sur le marché de l'assurance maladie, un effort de communication pourrait être suffisant.

– L'équité

Les considérations d'équité sont généralement mises en avant pour expliquer la présence de l'Etat sur le marché de l'assurance maladie.

D'une part, l'intervention publique peut refléter une préférence des citoyens pour une égalité d'accès aux soins entre tous, sans tenir compte des revenus, afin que l'ensemble de la collectivité puisse se soigner. Cette notion d'équité implique la définition d'un "panier de biens" accessibles à tous, qui définit l'ensemble des soins pour lesquels le financement doit être, au moins partiellement, supporté par la collectivité. Par conséquent, cela implique également de définir les soins qui ne sont pas financés collectivement, et pour lesquels l'accès sera lié à la capacité à payer des individus. La définition des éléments constituant le "panier de biens" est un sujet de réflexion important. Par exemple, en France, il existe un consensus pour que les traitements des maladies graves (par exemple le cancer) ou chroniques (par exemple le diabète) fassent partie du "panier de biens" dont la Sécurité sociale assure le financement, mais le débat reste ouvert pour d'autres biens. Par exemple, le rapport Johanet (directeur de la Caisse Nationale d'Assurance Maladie) en 1998 posait la question du remboursement par la Sécurité sociale des cures thermales, qui font actuellement partie du "paniers de biens" pris en charge collectivement. Au contraire, l'optique, et plus particulièrement les verres et les montures, est relativement mal remboursé, et ne rentre pas de fait dans ce "panier de biens".

D'autre part, l'assurance maladie peut être un instrument permettant de redistribuer les revenus, comme le montrent Henriët-Rochet (2000). Dans un modèle de taxation à la

Mirrlees, ils introduisent un risque de maladie qui varie dans la population et n'est pas observé par les individus. Le gouvernement dispose de deux instruments, l'impôt sur le revenu et une assurance maladie publique dont le niveau de couverture pourrait éventuellement dépendre du revenu. Ils font l'hypothèse qu'il existe un marché privé d'assurance complémentaire maladie pur et parfait. Dans ce cadre là, ils montrent que la fourniture publique d'assurance maladie est un outil efficient de redistribution si et seulement si, en moyenne, la probabilité de maladie est plus forte pour les bas revenus. Le niveau de la couverture publique (et donc la taille du marché potentiel des assurances privées) qui sera choisi par le gouvernement dépendra de sa préférence pour la redistribution.

L'existence d'une couverture maladie publique a des implications sur la décision des individus de se mettre ou non sur le marché du travail. Couffinal-Henriet-Rochet (2000) construisent un modèle en deux étapes où les individus se caractérisent par leur revenu potentiel sur le marché du travail et par leur probabilité de maladie. En première étape, ils décident simultanément de participer au marché du travail et de souscrire à une assurance maladie privée qui prend en charge les frais non remboursés par l'assurance maladie publique, qui ne prend en charge qu'une certaine proportion de maladies fixée par l'Etat. En deuxième étape, la Nature révèle le véritable état de santé des individus. En cas de maladie, ils ont deux choix possibles :

- la consultation d'un médecin pour un traitement payant, à un coût réduit, pris en charge soit par l'Etat (selon le type de maladie) soit par eux-mêmes ou leur couverture complémentaire s'ils en ont une.

- des soins (plus tardifs) à l'hôpital public pour un coût élevé totalement pris en charge par l'Etat.

Ils subissent en outre une désutilité en cas de soins à l'hôpital, donc tous les assurés complémentaires préfèrent consulter un médecin. Le coût plus élevé des soins à l'hôpital implique que l'optimum de premier rang est tel que tous les individus consultent le médecin en cas de maladie.

Pour décider du niveau de couverture publique, l'Etat doit faire un arbitrage entre incitation à se soigner chez le médecin pour un coût réduit et incitation à aller sur le marché du travail. En effet, une assurance publique généreuse a le mérite de permettre au plus grand nombre de consulter un médecin en cas de maladie plutôt que de subir une hospitalisation doublement coûteuse (pour l'Etat qui paye intégralement un traitement très coûteux, et pour les hospitalisés qui subissent une désutilité). Mais une assurance publique généreuse désincite à travailler, et ce phénomène est même accentué dans le cas où l'éligibilité à la couverture pu-

blique dépend du niveau de revenu des individus (ce qui est le cas pour la Couverture Maladie Universelle).

L'intérêt de la modélisation vient de la possibilité pour l'Etat d'offrir une assurance maladie publique différente selon les sous-groupes de la population, ce qui permet de modéliser différentes situations institutionnelles, comme celle des Etats-Unis où le niveau d'assurance publique est nul sauf pour les bénéficiaires de Medicaid (pauvres) et de Medicare (personnes âgées), où celle de la France où depuis l'instauration de la Couverture Maladie Universelle, la partie de la population dont le revenu est inférieur à un certain seuil est mieux assurée par l'Etat que le reste de la population.

## 1.4 Redistributivité du financement du système de soins

### 1.4.1 La redistributivité verticale du financement

Dans le cadre du groupe de travail européen Ecuity dirigé par Adam Wagstaff et Eddy Van Doorslaer, des économistes<sup>6</sup> de plusieurs pays européens (Claire Lachaud et Lise Rochaix pour la France) et d'Amérique du Nord ont participé à une étude internationale comparant entre les pays le degré de progressivité du financement des dépenses de santé [Wagstaff, Van Doorslaer et al (1999a)]

On parle d'un financement progressif quand la proportion du revenu des individus servant à financer l'ensemble des dépenses de santé est plus élevée pour les revenus élevés que pour les revenus faibles. Dans le cas contraire, on parlera d'un financement régressif (proportionnellement à leurs revenus, les pauvres payent plus que les riches). Si la proportion du revenu servant à financer les dépenses de santé est globalement la même quelque soit le niveau de revenu, alors le financement est proportionnel.

Le financement des dépenses de santé est assuré par plusieurs sources, dont l'importance peut varier selon les pays :

- l'imposition directe ou indirecte, qui est une source de financement de type Beveridgien. C'est l'Etat (c'est à dire l'ensemble de la collectivité) qui finance les dépenses de santé.
- les cotisations sociales payées par les employeurs et par les employés. C'est une source de financement de type Bismarckien, ce sont in fine les travailleurs qui financent les dépenses

---

<sup>6</sup>Wagstaff, A, E van Doorslaer, H van der Burg, S Calonge, T Christiansen, G Citoni, U Gerdtham, M Gerfin, L Gross, U Häkkinen, P Johnson, J John, J Klavus, C Lachaud, J Lauritsen, R Leu, B Nolan, E Perán, J Pereira, C Propper, F Puffer, L Rochaix, M Rodriguez, M Schellhorn, G Sundberg and O Winkelhake

de santé (on considère que les cotisations payées par les employeurs réduisent d'autant la rémunération des employés de l'entreprise).

- les assurances privées. La part de marché potentielle des assureurs privés est inversement proportionnelle à la générosité du financement public.

- les paiements directs des ménages non pris en charge par une assurance (publique ou privée).

Le niveau de progressivité du financement des soins dans chaque pays est très lié à la part respective dans les dépenses de santé des différentes sources de financement. En effet, l'imposition directe est toujours progressive quel que soit le pays<sup>7</sup> (les riches payent plus que les pauvres, proportionnellement à leurs revenus) alors que la taxation indirecte est toujours régressive (car le taux de taxation ne dépend généralement pas du revenu). La progressivité du financement par une Sécurité sociale publique financée par les cotisations des travailleurs va dépendre de la possibilité offerte ou pas de sortir du système public. La redistributivité du financement par les assurances privées est très variable selon les pays, mais est à priori régressif, puisque dans un marché concurrentiel, les primes dépendent du risque et pas du revenu. Enfin, le financement par paiements directs non remboursés des ménages est par nature très régressif.

Les données utilisées dans l'étude datent de la fin des années 80 ou du début des années 1990 (1989 pour la France<sup>8</sup>). Les pays se répartissent globalement en trois groupes suivant leurs modalités de financement des dépenses de santé.

- la majorité du financement provient du privé (ménages ou assurances) : Etats-Unis, Suisse

- la majorité du financement provient de la taxation (logique beveridgienne) : Royaume-Uni, Irlande, Pays nordiques (Danemark, Finlande, Suède), Espagne, Portugal.

- la majorité du financement provient des cotisations de Sécurité sociale (logique bismarckienne) : Allemagne, Pays-Bas et France (73.6% des dépenses sont prises en charge par la Sécurité sociale en France en 1989).

L'Italie se situe à mi-chemin de ces deux derniers groupes. Aux deux extrêmes des systèmes beveridgiens et bismarckiens, on peut opposer le Danemark pour lequel (en 1987), plus de 80% des dépenses de santé sont financées par l'imposition, et qui n'a pas de financement par des cotisations assises sur le travail, à la France (en 1989), pour laquelle les trois quarts des dépenses de santé sont financées par les cotisations sociales des travailleurs et de leurs

---

<sup>7</sup>Au moins pour les pays étudiés qui font tous partie de l'OCDE

<sup>8</sup>Enquête "Budget des familles" de l'INSEE

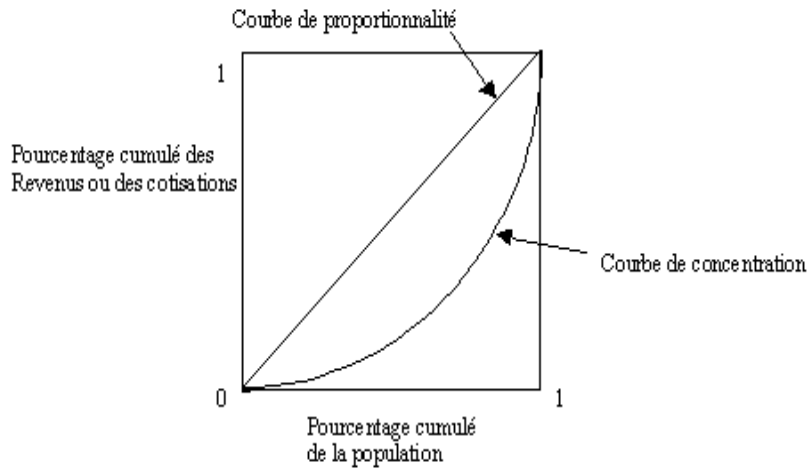


FIG. 1-1:

employeurs, et qui à l'époque ne finance pas du tout ses dépenses de santé par l'imposition ( cela a changé depuis avec l'instauration de la Contribution Sociale Généralisée).

Pour effectuer des comparaisons internationales, une même échelle d'équivalence<sup>9</sup>, l'échelle d'Aronson (1994), a été choisie pour tous les pays étudiés, afin de raisonner en terme de revenu par individu et non par ménage. Pour mesurer la redistribution du financement des dépenses de santé, l'indice de Kakwani (1997) est utilisé. L'indice de Kakwani est égal à la différence entre l'indice de Gini de la source de financement considérée (par exemple seulement les cotisations assises sur le travail, ou l'ensemble des sources de financement des dépenses de santé) et l'indice de Gini du revenu. L'indice de Gini de x est une mesure qui permet d'étudier l'équité de la répartition de x dans la population. Mathématiquement, l'indice de Gini de x est défini comme le double de la surface comprise entre la première bissectrice (courbe de proportionnalité) et la courbe de concentration<sup>10</sup> de x (voir figure 1). Si l'indice de Kakwani est positif, cela signifie que le financement est progressif, dans le cas contraire, cela signifie que le financement est régressif, et en cas de nullité, le financement est dit proportionnel.

<sup>9</sup>Cette échelle d'équivalence est légèrement différente de celles habituellement utilisées en France. Le nombre d'unités de consommation pour un ménage est calculé par la formule suivante :

(nombre d'adultes+ 0.5 nombre d'enfants)<sup>0.5</sup>

<sup>10</sup>La courbe de concentration d'une variable associée à la proportion des individus dont la variable est la plus faible, la part dans le cumul de la variable pour ces individus. Concrètement, cette courbe permet d'observer des résultats du type "10% de la population possède (ou paye, reçoit...) 50% de x"



La taxation directe étant un moyen de financement progressif<sup>11</sup> et la taxation indirecte un moyen de financement régressif<sup>12</sup>, le niveau de progressivité du financement des dépenses de santé par l'impôt (direct et indirect) semblerait incertain. Les auteurs montrent que le financement par l'impôt est toujours progressif, et le niveau de progressivité du financement par l'impôt est particulièrement élevé pour les deux pays dont la majorité du financement provient du privé, les Etats-Unis et la Suisse<sup>13</sup>. Dans ces deux pays, le financement public est donc faible mais très progressif.

Le financement par les cotisations assises sur le travail est un mode de financement progressif<sup>14</sup> pour l'ensemble des pays, à l'exception notable des Pays-Bas et de l'Allemagne où ce financement est régressif. En France, la Sécurité sociale est universelle et obligatoire. Tous les individus qui travaillent sont donc affiliés à la Sécurité sociale et la financent par leurs cotisations qui dépendent de leurs salaires, cela inclus donc les personnes avec un revenu élevé. Les personnes au chômage<sup>15</sup> ou sans profession ne cotisent pas pour ce financement public, tout en restant affiliés à la Sécurité sociale. Cela explique pourquoi ce financement est progressif en France, et dans d'autres pays où sa place est moins importante (Irlande, Italie, Espagne, Royaume-uni, Finlande, Suisse). Aux Pays-Bas et en Allemagne, ce financement occupe une large place, mais il est nettement régressif. En effet, il est possible d'opter pour la sortie du système d'assurance publique<sup>16</sup> ("opting out"). Ceux qui sortent ne payent plus les cotisations, mais ne sont plus couverts par l'assurance publique. Ils se tournent généralement vers les assurances privées. Comme ce sont essentiellement des personnes avec des revenus élevés qui choisissent cette option, le nombre relatif de pauvres payant des cotisations augmente par rapport au nombre de riches (qui sont dans le système public), et ainsi, le financement par les cotisations sociales de l'assurance publique est régressif.

---

<sup>11</sup> En France, l'impôt sur le revenu (qui ne sert pas à financer les dépenses de santé) est nul pour les pauvres alors que le taux marginal d'imposition des riches est supérieur à 50%.

<sup>12</sup> Généralement, en raison de l'anonymat de l'acheteur, il est impossible de faire dépendre le taux de TVA du revenu.

<sup>13</sup> Depuis une réforme en 1995, il existe une assurance maladie publique en Suisse, et la part du financement privé est plus réduite.

<sup>14</sup> C'est un financement quasi proportionnel pour les Etats-Unis et la Suède

<sup>15</sup> Depuis 1998 et la réforme de la CSG, les allocations chômage sont taxées afin de financer les dépenses sociales.

<sup>16</sup> Aux Pays-Bas, seulement 63% de la population (personnes sous un certain plafond de revenu) est couverte par l'assurance maladie publique. Les autres choisissent quasiment toutes une assurance privée. En Allemagne, c'est un véritable système "opting out".

Pour analyser la progressivité du financement par l'assurance privé, les auteurs distinguent les pays selon le rôle qu'elle joue, qui va dépendre de la générosité des assurances publiques, mais également de la présence d'un système de soins publics.

Pour la France et le Danemark, l'assurance privée sert essentiellement à payer les copaiements laissés à la charge des consommateurs par l'assurance publique. Le financement par l'assurance privée est régressif en France mais progressif au Danemark. L'explication est simple. En France, les copaiements sont relativement élevés, et une grande majorité de la population souscrit à une couverture complémentaire, même parmi les pauvres. Soit les primes d'assurance payées ne dépendent pas du revenu (assurances), soit seulement de manière proportionnelle (mutuelles de fonctionnaires notamment), par conséquent ce financement est régressif. Au Danemark, la situation est différente. Les copaiements sont faibles et les pauvres n'ont généralement pas d'assurance complémentaire, ils ne payent donc pas de primes et ce financement est donc progressif.

Dans d'autres pays (Royaume-Uni, Italie, Portugal, Espagne), l'assurance privée joue surtout un rôle de "double couverture". L'assurance publique permet de se faire soigner dans le système public gratuit où il peut y avoir des phénomènes de files d'attente (à l'hôpital public notamment) et où la qualité peut être jugée modeste. Les titulaires d'une assurance privée peuvent se faire rembourser les soins reçus dans le secteur privé, où ils évitent les files d'attente et pensent obtenir une meilleure qualité des soins. Pour le Royaume-Uni, l'Italie et le Portugal, le financement des soins par les assurances privées est progressif, ce qui peut s'interpréter comme le fait qu'une assurance privée est un bien de luxe, acheté plutôt par les riches, alors que les pauvres se contentent de l'assurance publique et du système public de soins.

Pour d'autres pays, l'assurance privée est quasiment pour ses souscripteurs la seule source de couverture contre les dépenses de santé. C'est le cas aux Etats-Unis et en Suisse pour la grande majorité de la population, et aux Pays-Bas ou en Allemagne pour ceux qui ont opté pour la sortie du système public. Comme ce sont les riches qui ont choisi cette option (c'est un vrai choix en Allemagne, mais pas aux Pays-Bas où le bénéfice de l'assurance maladie publique est soumis à un plafond de ressources), ce financement est progressif dans ces deux derniers pays, les pauvres étant restés dans le système public n'ont pas besoin de s'assurer auprès des compagnies privées. En revanche, en Suisse et aux Etats-Unis, le mode de financement par l'assurance privée (qui est le mode prépondérant) se révèle très régressif. En effet, les primes payées par les assurés n'ont aucune raison de dépendre du revenu. Elles dépendent du risque, et comme les pauvres sont généralement en plus mauvaise santé, il est même possible que pour une même couverture, la prime payée soit en moyenne décroissante avec le revenu. L'accès à

une assurance maladie passe dans la majorité des cas par l'entreprise; les personnes ne travaillant pas ou appartenant à des entreprises de petites tailles ne proposant pas d'assurance maladie doivent souscrire des contrats individuels dont les primes sont plus élevées. Ainsi ce sont les personnes appartenant aux grandes entreprises et gagnant bien leurs vies qui payent les primes les plus faibles. La forte régressivité aux Etats-Unis du financement par l'assurance privée est un résultat particulièrement marquant, et il est obtenu bien que 42 millions d'américains (vraisemblablement une grande majorité de pauvres) ne bénéficient d'aucune couverture sociale, et donc ne payent aucune prime d'assurance.

Le financement direct des dépenses par les ménages est régressif, mais à des degrés différents selon les pays. En Allemagne et aux Pays-Bas, il n'est que faiblement régressif. Les riches sont généralement couverts dans le privé, et nombreux sont ceux qui choisissent des contrats avec des copaiements et des franchises élevés afin de payer des primes plus faibles. Donc, quand ils consomment, ceux qui ont fait ce choix payent des montants élevés de leur poches, ce qui vient atténuer le côté naturellement régressif de ce financement. En France, les dépenses directes des ménages sont un financement des dépenses de santé très régressif. Un ticket modérateur identique quelque soit le revenu, et des pauvres disposant d'assurances privées moins souvent et de moins bonne qualité que les riches sont deux explications de ce phénomène; mais cela devrait considérablement s'atténuer avec la mise en place de la Couverture Maladie Universelle qui prend en charge le ticket modérateur des 10% de la population avec les ressources les plus faibles. Pour la Suisse et les Etats-Unis, ce financement direct par les ménages est très régressif. Il n'existe pas comme en France un système d'exonération pour ALD (affection de longue durée) exonérant de ticket modérateur, et dont les pauvres sont en moyenne plus souvent bénéficiaires.

Au final, la redistributivité de l'ensemble du système de financement des dépenses de santé est très variable selon les pays étudiés, et cette redistributivité est bien entendue liée aux différentes modalités de financement.

Dans les trois pays où la majorité du financement provient des cotisations sociales, le niveau de redistributivité du financement global dépend de la possibilité de sortir du système public. Aux Pays-Bas, où au dessus d'un plafond de revenu les personnes ne sont pas couvertes par l'assurance maladie publique, et en Allemagne où l'option de sortir du système public est autorisée, les personnes avec des revenus élevés privilégient le secteur privé, et de ce fait le système de financement se révèle régressif. En revanche, cette option n'existe pas en France, et le financement global des dépenses de santé (avec des données de 1989) est proportionnel.

Les systèmes financés de manière majoritaire par l'impôt sont proportionnels (Danemark, Finlande, Suède, Espagne) ou faiblement progressifs (Royaume-Uni, Italie), les financements privés (assurances, paiements directs) venant contrebalancer l'effet progressif des financements publics. Parmi ce groupe de pays, seul le Portugal a un système de financement des soins globalement régressif, cela s'explique par l'importance de la taxation indirecte (régressive) et surtout par la place importante en 1990 dans ce pays des dépenses de santé payées directement par les individus (le rôle des assurances privées est marginal), qui est le premier poste de financement avec 37% des dépenses (contre 34% pour la taxation indirecte).

De manière attendue, les pays dont la majorité du financement est privée (Etats-Unis et Suisse, avec une part importante des assurances privées contrairement au Portugal), ont un système global de financement des dépenses de santé qui est très régressif.

Pour la France, une étude plus récente, reprenant le principe de la méthodologie de Wagstaff et Van Doorslaer, a été menée par le CREDES à partir de l'enquête "Budget des familles" de l'INSEE, datant de 1995 (Couffinhal, Dournovo, Grignon 2000). Cette étude a permis de montrer qu'avec la méthodologie utilisée, c'est à dire le calcul de l'indice de Kakwani, les conclusions sont très sensibles à l'échelle d'équivalence utilisée.

Voici les trois échelles d'équivalence utilisées :

- l'échelle proposée par Aronson (1994) et utilisée par Wagstaff et van Doorslaer, où le nombre d'unités de consommation d'un ménage se calcule par la formule suivante :  
 $(\text{nombre d'adultes} + 0.5 \text{ nombre d'enfants})^{0.5}$

- l'échelle d'Oxford, où dans un ménage, le poids du premier adulte est 1, puis 0.7 pour les autres personnes de plus de 14 ans du ménage et 0.5 pour les moins de 14 ans.

- l'échelle d'Olier et Houriez (1997), qui est celle utilisée par l'INSEE et qui est le résultat le plus récent sur des données françaises. Le poids du premier adulte reste égal à 1 par convention, mais celui des autres personnes de plus de 14 ans baisse à 0.5, et celui des enfants de moins de 14 ans baisse à 0.3.

En utilisant l'échelle d'Oxford à partir de l'enquête "Budget des familles" de 1989, Lachaud et Rochaix (1995) concluent que le système de financement des soins en France est légèrement régressif (le financement est caractérisé proportionnel sur la même enquête avec l'échelle d'Aronson, comme on l'a vu plus haut). L'hypothèse avancée pour expliquer ce résultat est l'augmentation des revenus du patrimoine à mesure que les revenus sont élevés. En effet, ces revenus du patrimoine, en 1989, sont exonérés de cotisations sociales, si bien que la part relative de financement des dépenses de santé par les plus riches diminue quand le montant des revenus du patrimoine augmente. Couffinhal, Dournovo et Grignon concluent également

à partir de l'enquête "Budget des familles" de 1995 à une légère régressivité du système de financement de la santé en France, en utilisant la même échelle d'équivalence que Lachaud et Rochaix. Mais l'utilisation de l'échelle de Olier et Houriez semble plus pertinente, car elle résulte de l'estimation des économies d'échelles au sein des ménages français. Avec cette dernière échelle, la conclusion s'inverse, le financement des soins en France devient progressif. Ce changement de conclusion résulte d'une modification du classement des ménages selon leurs revenus par unités de consommation, ce classement étant utilisé dans le calcul des indices de Gini. Le passage à l'échelle d'équivalence de Olier et Houriez a interverti dans ce classement des ménages avec plusieurs enfants et des revenus salariaux élevés, donc gros cotisants à la Sécurité sociale, avec des célibataires à salaires moyens, et donc cotisations moyennes. Ces derniers, avec l'échelle d'Oxford sous-estimant les économies d'échelle au sein de la structure familiale, se trouvaient avec des revenus par unité de consommation supérieurs aux familles nombreuses à revenus élevés, mais avec l'échelle d'Olier et Houriez, les familles nombreuses avec des revenus élevés sont considérées "plus riches".

La conclusion de l'examen de ces différentes études est qu'il faut être prudent avec l'interprétation des résultats obtenus en matière de redistributivité du financement, qui sont très sensibles aux conventions choisies en matière d'échelle d'équivalence. En revanche, pour une même échelle d'équivalence, les variations de l'indice de Kakwani consécutives à un changement structurel comme la mise en place d'une réforme, permettent d'observer les conséquences en terme de redistributivité du système avec une certaine robustesse. De même, pour une échelle donnée, les comparaisons dans le temps sont valides si la distribution des revenus et la composition des ménages est à peu près stable. Les comparaisons entre pays de populations voisines en terme de répartition des revenus et de structures familiales apparaissent également possibles.

L'étude du Credes a permis de simuler l'impact sur la redistributivité du financement des dépenses de santé de la réforme de la CSG (Contribution Sociale Généralisée), effective depuis le 1<sup>er</sup> janvier 1998. La CSG n'est pas une cotisation sociale mais un impôt. Elle est prélevée à la source sur la plupart des revenus, quel que soit leur nature et leur statut au regard des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu. Le produit de la CSG est destiné au financement d'une partie des dépenses de la Sécurité sociale, et donc participe au financement des dépenses de l'assurance maladie publique. Depuis cette réforme, les revenus d'activités ne sont plus les seuls à contribuer au financement des dépenses de santé, les revenus de remplacement (retraite, allocations de chômage, indemnités journalières...) et les revenus du patrimoine et de placements sont également taxés. Ce changement devrait avoir pour conséquence une aug-

mentation de la progressivité du système de financement des dépenses de santé en France. En effet, les revenus du patrimoine et les intérêts des placements financiers sont plus importants pour les ménages aisés que pour les pauvres. Donc les riches devraient augmenter leur part de financement dans les dépenses de santé. Cette réforme a également pour conséquence une plus grande contribution aux dépenses des personnes âgées, à travers la taxation des retraites. Ainsi, les plus gros consommateurs contribueraient un peu plus.

L'étude du credes se basant sur des données de 1995, soit avant la réforme, son impact n'a pu être estimé qu'en simulant sur les données disponibles l'effet des nouvelles taxes (différents taux de CSG s'appliquent suivant les revenus considérés) et les baisses de cotisations sociales (pour les travailleurs, il y a eu un basculement d'une partie des cotisations sociales vers la CSG). Pour ce faire, en l'absence de l'exhaustivité des informations nécessaires, les auteurs ont dû multiplier les hypothèses simplificatrices, ce qui limite la portée du résultat obtenu. La conclusion de cette simulation est que le nouveau mode de financement renforce le caractère progressif des prélèvements destinés à financer l'assurance maladie. L'indice de Kakwani augmenterait de 20%. L'imposition sur les revenus du patrimoine (taux de CSG de 7.5%) explique ce résultat, et cette amélioration de la progressivité du système pourrait même être sous-estimée car l'enquête "Budget des familles" souffrirait d'une sous-déclaration des revenus du patrimoine et des autres revenus financiers.

L'instauration de la Couverture Maladie Universelle depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2000 n'a pour l'instant fait l'objet d'aucune étude en matière de redistributivité, mais l'impact attendu est sans ambiguïté : la CMU va renforcer la progressivité du système. En faisant bénéficier les 5 millions les plus pauvres de la population (à terme, ce sont 6 millions de bénéficiaires qui sont prévus) d'une assurance complémentaire maladie totalement gratuite, l'Etat les dispense de fait de souscrire à une assurance privée. Nombreux sont ceux, parmi les pauvres, qui payaient une prime d'assurance et qui ne le feront plus. De plus l'interdiction faite aux praticiens de dépasser les tarifs de la Sécurité sociale pour les patients CMU devrait diminuer les paiements directs des ménages les plus pauvres.

Ainsi, en France, le système de financement des dépenses de santé serait légèrement progressif, et les récentes réformes (CSG et CMU) renforcent cet aspect.

## 1.4.2 La redistributivité horizontale du financement

L'indice de Kakwani utilisé dans les différentes études précédemment citées donne une mesure de la redistribution verticale induite par le financement des dépenses de santé. Dans un article issu d'une étude du groupe de travail européen Ecuity, Wagstaff van Doorslaer et al (1999b) mesurent l'effet redistributif en le décomposant en deux parties :

- la redistribution verticale. Dans quelle mesure les ménages avec des revenus différents sont-ils traités différemment dans le financement des dépenses de santé ?
- la redistribution horizontale. Dans quelle mesure les ménages avec des revenus identiques sont-ils traités différemment, ou choisissent-ils de dépenser des montants différents ?

Pourquoi peut-il y avoir des inégalités horizontales dans le financement des dépenses de santé ? Pour financer une assurance publique, l'Etat dispose de trois outils, la taxation directe et indirecte et les cotisations sociales assises sur le travail. Ces trois sources de financement sont susceptibles de générer des inégalités horizontales.

Les taux de taxation directe pour financer les dépenses de santé peuvent varier d'une région à l'autre (comme par exemple dans les pays nordiques) ou certains revenus peuvent être exempts de taxation.

Pour la taxation indirecte, les inégalités horizontales proviennent de différences de consommation, à revenus donnés, notamment pour certains biens comme le carburant, le tabac ou l'alcool qui en plus de la taxe sur la valeur ajoutée subissent d'autres taxes.

Les cotisations sociales, à revenu donné, peuvent varier selon le statut du travailleur (en France, les professions libérales et les artisans ne cotisent pas selon les mêmes taux que les salariés). De plus, ces cotisations sociales sont basées sur les revenus individuels et non pas sur les revenus par ménage ; de ce fait, des ménages avec des revenus par unité de consommation égaux peuvent payer des cotisations de montants différents. Dans les pays où l'assurance publique n'est pas universelle, l'éligibilité peut être sur une base indépendante du revenu, comme Medicare aux Etats-Unis, entraînant des inégalités horizontales puisque pour un même revenu, une personne de plus de 65 ans bénéficiera du programme public, mais une personne de moins de 65 ans financera intégralement ses dépenses par des sources privées.

Les sources de financement privé sont plus encore susceptibles de générer des inégalités horizontales, puisque résultant pour une part importante du choix des individus (à revenu donné), de souscrire ou non à une assurance privée. Bien évidemment, les différences d'état de santé expliquent également que des individus de revenus identiques peuvent avoir des primes d'assurance et des paiements directs non remboursés différents.

Wagstaff et van Doorslaer montrent que pour les pays de l'OCDE étudiés (les mêmes que dans l'étude sur la redistributivité verticale), la redistributivité horizontale est faible par rapport à la redistributivité verticale. De manière attendue, l'impact de la redistributivité horizontale est plus réduit pour les financements publics que pour les financements privés. Globalement, en l'absence d'inégalités horizontales, le financement par la taxation directe serait 5% plus redistributif. La présence d'inégalités horizontales pour la taxation indirecte augmente légèrement la redistributivité globale. Les cotisations sociales sont sources d'une plus grande inégalité horizontale que la taxation. En France, le niveau de redistributivité des cotisations sociales serait 20% plus élevé s'il n'y avait pas d'inégalités horizontales. On peut se demander quel est l'effet, sur cet aspect particulier, du basculement d'une partie des cotisations sociales vers la CSG effectif depuis 1998.

## **1.5 Etudes sur les dépenses de santé et lien avec le revenu**

### **1.5.1 Inégalité d'état de santé et revenu**

Le principal motif de recours aux soins est de manière évidente l'état de santé. Ce sont les personnes en mauvaise santé qui consomment le plus de soins médicaux. Ainsi, les études reliant consommation de soins et état de santé doivent dans la mesure du possible contrôler les résultats selon un critère d'état de santé. Dans le cas contraire, des conclusions liant revenu et consommation pourraient en fait ne mettre en évidence que le lien entre la consommation et la santé, ce dernier critère étant corrélé au revenu.

Sur une longue période, l'état de santé des individus est vraisemblablement endogène. Dans des modèles comme celui de Grossman (1971), l'état de santé est la conséquence de diverses décisions prises par les individus, comme par exemple choisir un style de vie à risque (consommation de tabac et d'alcool par exemple) et de choix faits en terme de prévention. On peut en effet penser qu'une fréquentation à intervalle régulier du système de soins, un bon suivi médical, sont des comportements de prévention qui ont à terme une conséquence positive sur l'état de santé. Ainsi, une inégalité d'état de santé liée au revenu pourrait trouver



son origine dans une inégalité d'accès au système médical en amont. Dans tous les pays, on observe qu'en moyenne, les plus riches sont en meilleure santé que les pauvres.

Wagstaff, van Doorslaer et al (1997) étudient le lien entre inégalité de revenus et auto-évaluation de l'état de santé dans neuf pays industrialisés (la France ne faisant pas partie des pays étudiés). Ils mettent en évidence dans tous les pays étudiés que les inégalités observées en terme d'état de santé sont toujours en faveur des plus aisés. Ces inégalités de santé en fonction du revenu sont particulièrement significatives aux Etats-Unis et en Grande-Bretagne, et elles sont moins marquées dans les pays nordiques (Suède et Finlande) ou en Allemagne de l'est.

La même type de relation entre revenu et état de santé est observée en France par Mizrahi et Mizrahi (1995).

### **1.5.2 La consommation de soins et le revenu en France**

Dans une étude du CreDES sur les dépenses de santé, Grignon et Polton (2000), sur des données provenant de la Caisse Nationale d'Assurance Maladie pour 1992 et 1995, montrent que les consommations de dentistes et de médecins spécialistes sont plutôt le fait des cadres et professions intellectuelles supérieures, alors que les consultations de médecins généralistes sont plutôt le fait des ouvriers. Pour les personnes dont le revenu par unité de consommation est supérieur à 8000 francs mensuels, 68% des dépenses de médecin concernent les spécialistes, et cette proportion tombe à seulement 43% pour les personnes dont le revenu par unité de consommation est inférieur à 2000 francs mensuels. Ils montrent également que les pauvres sont en moyenne plus souvent hospitalisés que les riches.

Dans des études précédentes, Mormiche (1993,1995) ou Mizrahi et Mizrahi (1996) notent un lien entre d'une part la structure de la consommation médicale, et d'autre part le milieu social ou le revenu. Mormiche (1993) en comparant les résultats des deux dernières enquêtes santé décennales de l'INSEE, montre qu'entre 1980 et 1991, les écarts de consommation se sont accrus entre la frange la plus pauvre et le reste de la population.

Aligon et Grignon (1999) étudient le lien entre l'accès aux soins des plus démunis et les montants restant à charge des assurés ou de leurs couvertures complémentaires après le remboursement par l'assurance maladie (c'est à dire le ticket modérateur plus les dépassements éventuels). Ils montrent que les pauvres ont un reste à charge plus faible, mais qu'il représente

une part importante du budget total du ménage. Ce reste à charge des pauvres se caractérise par la part très importante du ticket modérateur, alors que les dépassements sont rares. Pour expliquer leur faible reste à charge, deux explications sont proposées :

- soit les pauvres ont besoin de moins de soins que le reste de la population, mais cette explication est contredite par les études qui montrent que les pauvres sont en moyenne en plus mauvaise santé (Mizrahi Mizrahi 1995).

- soit il y a des restrictions dans la consommation de soins pour les personnes disposant des revenus les plus bas, cette hypothèse étant privilégiée par les auteurs.<sup>17</sup>

Dans un travail récent de la Drees (Raynaud 2001), un bilan de l'impact de l'aide médicale gratuite sur la consommation est effectué pour les années 1990. Les personnes couvertes par l'aide médicale ont des revenus bas (majoritairement des bénéficiaires du Revenu Minimum d'Insertion, RMI). La population couverte est jeune, mais à âge et sexe identiques, elle est en plus mauvaise santé que le reste de la population. L'aide médicale a joué son rôle de couverture complémentaire en favorisant la consommation de généraliste et de pharmacie, dont le niveau élevé s'explique par un état de santé dégradé. Les dépenses d'hospitalisation des bénéficiaires sont particulièrement élevées, là encore en raison de l'état de santé. Cependant, le fait de bénéficier de l'aide médicale gratuite a un impact négatif sur les dépenses d'hospitalisation. Ces dernières seraient encore plus fortes en l'absence de toute couverture complémentaire. Il est vraisemblable qu'en favorisant une prise en charge plus précoce des malades dans la filière de soins, l'AMG a permis cette limitation des dépenses hospitalières. Pour les consultations de spécialistes et les soins dentaires et optiques, les niveaux de consommation restent faibles malgré l'AMG, qui n'a aucun effet sur ce type de soins (caractéristiques des classes favorisées).

Depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2000, la CMU a remplacé l'AMG et une première étude de la CNAM [Cnam (2001) Point Statistique n°31] étudie la consommation de soins ambulatoires des bénéficiaires pour l'année 2000. En l'absence de tout contrôle sur la structure âge-sexe, la dépense moyenne par bénéficiaire est inférieure de 10% à la moyenne générale des autres assurés du régime général. Mais à âge et sexe identiques, cette dépense se révèle être supérieure de 30%, reflétant un état de santé plus précaire, en particulier chez les 20-40 ans. Les dépenses de généraliste et de pharmacie sont les plus importantes. Malgré la couverture (jusqu'à un plafond de dépenses) des frais dentaires et optiques, le recours à ces soins spécialisés reste peu fréquent chez les bénéficiaires de la CMU. On retrouve ainsi des caractéristiques de consom-

---

<sup>17</sup>On pourrait ajouter une troisième explication possible : les personnes avec des revenus élevés sur-consomment et le niveau de consommation des pauvres est efficient.

mation observées chez les bénéficiaires de l'AMG. Tous les bénéficiaires de l'AMG en 1999 ont automatiquement bénéficié de la CMU en 2000, ils en constituent donc la grande majorité des bénéficiaires. Les dépenses spécifiquement prises en charge par la CMU complémentaire (tickets modérateurs et forfaits, les dépassements étant interdits pour les patients CMU) s'élèvent à 1142 francs par bénéficiaire. Ce montant est inférieur aux 1500 francs prévus par l'Etat dans ses prévisions budgétaires sur le coût estimé de la CMU ( le coût total prévu était de 9 milliards de francs, car 6 millions de bénéficiaires étaient prévus, alors que fin 2000, seulement 5 millions de bénéficiaires étaient comptés, pour un coût total inférieur à 6 milliards de francs). La question qui se pose est de savoir comment s'est opérée la montée en charge des dépenses. Un rythme de croisière de la consommation des bénéficiaires de la CMU n'est pour le moment pas atteint.

### **1.5.3 La consommation de soins en Europe et aux Etats-Unis : comparaisons en fonction du revenu**

Wagstaff, van Doorslaer et al (2000, programme de travail européen Ecuity) ont comparé les consommations médicales dans 12 pays en les rapportant à l'état de santé des individus, afin d'observer si, à état de santé identique, le niveau d'utilisation des services médicaux dépendait du revenu.

L'étude concerne 12 pays : Belgique, Danemark, Finlande, Allemagne de l'ouest, Allemagne de l'est, Irlande, Pays-Bas, Suède, Suisse, Royaume-Uni, Etats-Unis. La France ne fait pas partie de l'étude. Les consommations étudiées sont les consultations de médecins (avec la distinction généraliste ou spécialiste pour seulement 6 pays) et l'hospitalisation, ainsi que les dépenses agrégées. Les données ne concernent que des adultes, et datent de 1987 (Irlande) pour les plus anciennes à 1996 (Finlande) pour les plus récentes. Pour tous les pays, une même échelle d'équivalence (Aronson 1994) a été retenue pour calculer les revenus par unité de consommation. En terme d'observation de l'état de santé, deux mesures sont utilisées : l'auto-évaluation de l'état de santé par les individus, et les maladies chroniques dont ils souffrent.

Les résultats sans tenir compte de l'état de santé sont issus du calcul d'un indice dont l'esprit est celui de l'indice de Gini. La population est rangée par ordre croissant en fonction de son revenu par unité de consommation, et l'indice calculé est l'aire entre la courbe représentant la proportion cumulative de soins médicaux et la première bissectrice. Ainsi les auteurs obtiennent une mesure des inégalités de consommations de soins en fonction du revenu. De la même manière, les auteurs calculent cet indice pour les besoins médicaux estimés dans une

première étape. Ceci permet de mesurer les inégalités de besoins en soins médicaux en fonction du revenu. Comme pour le calcul de l'indice de Kakwani, la comparaison des deux indices permet de conclure. Une première étape estime les besoins en soins médicaux des individus par la valeur prédite des dépenses dans une régression où les variables explicatives retenues sont l'âge, les maladies chroniques et l'auto-évaluation de l'état de santé.

La conclusion générale de l'étude est que les dépenses médicales ne sont pas inéquitables selon le revenu quand on tient compte des besoins de soins des individus. En l'absence de contrôle sur l'état de santé, ce sont les pauvres qui ont les dépenses totales de soins les plus élevées, mais cette consommation plus élevée correspond à des différences d'état de santé.

Les auteurs notent cependant 2 exceptions à ce résultat général :

- la Belgique où les pauvres consomment plus à besoin équivalent, ce qui serait un phénomène de "overshooting solidarity". Mais De Graeve et Duchesne (1997) montrent que ce ne sont pas les individus appartenant au premier décile de revenu qui consommeraient le plus, mais des individus dont le revenu serait plus proche de la médiane.

- les Etats-Unis où il y a une inéquité en faveur des riches quand on étudie les dépenses réelles, mais pas quand on étudie les volumes de soins. Cela serait donc le fait de soins plus chers pour les riches, à besoins médicaux équivalents, traduisant probablement une meilleure qualité de soins pour les plus aisés, à état de santé identique.

La conclusion globale de dépenses totales comparables quelque soit le revenu quand les besoins médicaux sont contrôlés n'est plus valide pour l'observation du détail des dépenses. Comme c'est le cas pour la France, il apparaîtrait dans cette étude que les dépenses de spécialiste seraient plutôt pro-riches (pour trois pays étudiés sur six, le Danemark, la Finlande et les Pays-Bas) alors que les dépenses de généraliste et d'hôpital seraient plutôt pro-pauvres ou neutres suivant les pays : les dépenses de généraliste sont pro-pauvres en Belgique et en Irlande, et les dépenses d'hospitalisation sont pro-pauvres en Belgique et au Royaume-Uni.

Les différences observées entre les pays étudiés s'expliquent rarement par des différences institutionnelles dans la régulation de l'offre de soins ou dans l'accès à une couverture publique. L'aspect pro-pauvre des dépenses de généraliste en Belgique et en Irlande pourrait s'expliquer par l'exonération partielle de copaiements dont bénéficient les pauvres pour les consultations de généraliste. Un système de médecin généraliste référent ("gatekeeper"), qu'un patient doit consulter avant de consulter éventuellement un spécialiste, arrive à des résultats contrastés entre les pays : les dépenses de spécialistes apparaissent neutres en fonction du revenu en Irlande et au Royaume-Uni où ce système existe, mais malgré ce système de médecin généraliste référent au Danemark, en Finlande et aux Pays-Bas, le système s'avère pro-riche ; et il apparaît

alors impossible de conclure que c'est ce système de "gatekeeper" qui préserve la neutralité des dépenses de spécialiste en Irlande et au Royaume-Uni.

## 1.6 La fourniture publique de soins

Du point de vue de la théorie économique, les soins ne sont pas un bien public mais un bien privé. En effet, il y a exclusion par l'usage : quand un individu occupe un lit dans un hôpital, d'autres individus ne peuvent pas, en même temps que lui, occuper le même lit.

La théorie économique nous enseigne que l'intervention publique est nécessaire du point de vue de la maximisation du bien-être social pour financer un bien public. En effet, la condition de Bowen- Lindhal- Samuelson ne peut pas être remplie si ce sont des individus privés qui financent le bien public, par exemple par souscription, car le financement optimal n'est pas un équilibre de Nash. Tous les souscripteurs ont intérêt à jouer les passagers clandestins ("laissons payer les autres") et le montant total de la souscription est sous-optimal.

Ce type de justification ne peut pas être invoqué pour justifier la fourniture de soins par l'Etat (hôpitaux publics, NHS britannique...). Jusqu'au début des années 80, il n'y avait aucune trace de littérature permettant de justifier du point de vue de l'efficacité économique la fourniture publique de biens privés. L'idée essentielle qui prévalait alors était que, dans une perspective de redistribution, les transferts en nature sont toujours dominés par les transferts monétaires, car ils contraignent les comportements. Guesnerie et Roberts (1984) ont montré que cet argument n'avait de sens que dans un environnement de premier rang, où l'information est parfaite. En présence d'asymétries d'informations, ils montrent que l'optimum de premier rang ne peut être atteint en raison des distorsions induites par les taxes nécessaires pour atteindre le niveau désiré de redistribution, mais que des contraintes de quantité peuvent améliorer le bien-être de l'économie, au sens de Pareto. La voie était ouverte pour justifier la fourniture publique de biens privés, dont la santé est l'exemple le plus marquant (avec l'éducation), sur des critères économiques.

Une première série de travaux a permis de montrer qu'en présence d'asymétries d'informations, la fourniture par l'Etat de biens privés comme les soins médicaux permettait une amélioration du bien-être social quand l'Etat poursuivait un objectif redistributif. Mais dans les modèles utilisés, le système de taxation était contraint de manière un peu artificielle. Ainsi,

Munro (1992) se limite à l'étude d'une taxation linéaire, et Boadway et Marchand (1995) négligent la taxation des biens (taxation indirecte).

Plus récemment, Cremer et Gahvari (1997) et Blomquist et Christiansen (1995, 1998) ont démontré que la fourniture de soins par l'Etat était un instrument de redistribution optimal dans un environnement de second rang où l'Etat utilise une taxation optimale, contrainte seulement par les limites de l'information publique disponible. Le point essentiel de la modélisation utilisée est pour l'Etat l'absence d'informations sur la productivité marginale des individus et sur l'offre de travail, et pour les individus des préférences non séparables entre travail et consommation. Une taxation élevée des revenus du travail désincite les plus productifs à travailler, et tout l'enjeu du choix de l'Etat réside dans l'arbitrage entre incitation au travail des individus les plus productifs de l'économie, et redistribution. C'est dans cette perspective que la fourniture publique de soins peut être un instrument optimal.

### **1.6.1 La fourniture publique de soins avec achats supplémentaires possibles sur le marché privé : Cremer-Gahvari (1997)**

Ils modélisent une économie dans laquelle il y a deux types d'individus qui ont les mêmes préférences (sur les biens et sur le travail), mais qui diffèrent selon leur productivité marginale. Les fonctions d'utilité ne sont pas séparables, donc la demande de biens va dépendre de la quantité de travail. Le type de l'individu et son offre de travail ne sont pas observables par l'Etat, qui connaît en revanche les revenus du travail et les transactions à un niveau agrégé (les quantités de biens achetés par chaque type ne sont donc pas observées).

En utilisant un mécanisme de révélation consistant en un menu de revenus avant et après taxation directe et en un vecteur de taux de taxation indirecte (un taux par bien), ils caractérisent les allocations pareto-optimales de second rang qui peuvent être atteintes grâce à une fiscalité optimale comprenant une imposition directe non linéaire et une imposition indirecte linéaire. La contrainte d'auto-sélection du mécanisme de révélation assure que l'individu le plus productif ne se dissimule pas en choisissant parmi les menus proposés celui destiné à l'individu le moins productif. La saturation de cette contrainte signifie que s'il ne disposait pas d'une information limitée, l'Etat souhaiterait qu'il y ait une meilleure redistribution des revenus des plus productifs vers les moins productifs.

Cremer et Gahvari montrent que si cette contrainte est saturée et si les utilités des individus ne sont pas séparables entre travail et consommation, alors une fourniture publique de soins uniforme peut permettre de relâcher cette contrainte d'auto-sélection. Parallèlement à cette

fourniture publique, le marché privé concurrentiel continue à fonctionner. Leur modélisation autorise les achats complémentaires à la fourniture publique, mais pas la revente. On peut par exemple penser à la fourniture d'un panier de biens et services ne comprenant qu'une partie des soins, ceux qui sont estimés indispensables. En raison de cette hypothèse permettant de donner une portée plus générale au modèle, leur résultat n'est valide que si les soins sont complémentaires au travail. Intuitivement, cette hypothèse de complémentarité semble valide, non seulement pour les "cols bleus" qui font en général un travail usant physiquement, mais aussi pour les "cols blancs" avec l'observation de pathologies liées au stress professionnel.

Voici le principe de leur démonstration :

- Pour relâcher la contrainte d'auto-sélection, le gouvernement doit fournir à l'ensemble des individus un niveau minimum de soins supérieur au niveau que les "dissimulateurs" (personnes à forte productivité choisissant le menu destiné aux personnes à faible productivité) auraient librement choisi sur le marché privé. Dans le cas où les soins sont complémentaires au travail, il est possible de trouver un niveau supérieur à celui désiré par les "dissimulateurs" (qui est faible car ils travaillent peu pour atteindre le niveau de revenu des personnes peu productives) et inférieur à celui désiré par les faiblement productifs ou par les personnes à productivité élevée ne se dissimulant pas.
- Cette stratégie permet au gouvernement de diminuer l'attrait de la dissimulation pour les personnes productives. Par rapport à une situation sans fourniture publique de soins, les dissimulateurs voient leur utilité diminuer quand l'Etat fait payer à chacun, à travers la taxation directe, le coût de la fourniture publique, supposé égal au coût du marché privé concurrentiel. Au contraire, l'utilité des individus choisissant le menu qui leur est destiné dans le mécanisme de révélation reste identique, car ils peuvent compléter la fourniture publique de soins en allant sur le marché privé, de manière à consommer la même quantité qu'en l'absence de fourniture publique, au même coût global (en intégrant la hausse de la taxation directe servant à financer la fourniture publique).
- Finalement, la fourniture publique permet de garder inchangé le bien-être global de l'économie, tout en relâchant la contrainte d'auto-sélection. Cette contrainte n'étant plus saturée, le gouvernement peut alors ajuster sa taxation de manière à améliorer le bien-être, jusqu'à ce que cette contrainte soit de nouveau saturée.

L'amélioration du bien-être est due aux ajustements de la taxation et non à la fourniture publique de soins. Cependant, ces ajustements ne sont possibles que grâce à la fourniture publique de soins. En effet, en son absence, par définition de la taxation op-

timale, tout ajustement de la taxation améliorant le bien-être aurait violé la contrainte d'auto-sélection.

### **1.6.2 La fourniture publique de soins sans possibilité d'achats supplémentaires sur le marché privé : Blomquist-Christiansen (1995)**

Blomquist et Christiansen obtiennent le même résultat que Cremer et Gahvari (1997) en faisant une hypothèse différente : ils supposent qu'il est impossible d'acheter sur le marché privé des quantités supplémentaires du bien fourni publiquement. Ainsi, le résultat est valide même si le bien n'est pas complémentaire du travail.

En terme de soins fournis, cela implique une interprétation différente de celle faite pour le modèle de Cremer-Gahvari. Plutôt qu'à la définition d'un panier de soins fourni publiquement, le modèle s'appliquerait plutôt à l'hospitalisation : on se fait opérer soit dans le public avec un confort fixé, soit dans le privé avec un confort supérieur choisi librement, mais pas dans le secteur public et le secteur privé en même temps.

L'idée de la démonstration du résultat est proche de la démonstration de Cremer et Gahari. Elle repose elle aussi sur l'hypothèse de non séparabilité des fonctions d'utilité entre travail et consommation. Un individu dissimulateur travaille peu par rapport à un individu peu productif, pour un même revenu, et a donc une demande de soins différente (pas forcément plus basse ici). Blomquist et Christiansen montrent qu'il est possible de trouver un niveau de fourniture publique qui contraint le dissimulateur, ce qui relâche la contrainte d'auto-sélection.

Ils caractérisent le niveau optimal de fourniture publique de soins, qui peut conduire à des situations contrastées en fonction des paramètres du modèle. En effet, il est possible que l'intérêt de la société soit que les personnes à productivité élevée n'aient aucune incitation à choisir la fourniture publique, choisissant plutôt d'opter pour le marché privé. Dans ce cas, il est possible que la fourniture publique, qui est toujours choisie par les peu productifs, ait un niveau faible pour décourager les riches, ce qui implique une sous-consommation de soins des pauvres par rapport à une règle de premier rang où le coût marginal serait égal à la propension à payer. Dans d'autres cas de figure, l'optimum peut être tel que tous les individus choisissent la fourniture publique. En effet, pour en écarter les riches, il faudrait leur laisser un tel revenu disponible après imposition que cela limiterait trop les possibilités de redistribution



vers les pauvres. Globalement, le niveau optimal de fourniture publique implique soit une sous-consommation, soit une sur-consommation des individus à faible productivité.

### 1.6.3 Synthèse : Blomquist-Christiansen (1998)

Cremer-Gahvari (1997) et Blomquist-Christiansen (1995) sont deux travaux qui montrent tous les deux que la fourniture publique de soins est un instrument permettant d'améliorer l'efficacité économique quand la volonté de redistribution bute sur les distorsions induites par la taxation dans le fonctionnement du marché du travail. Mais les deux travaux diffèrent sur l'aspect des achats complémentaires à la fourniture publique sur le marché privé.

- Chez Cremer et Gahvari, ces achats sont autorisés (ou possibles), ce qui implique que le bien fourni doit être complémentaire au travail sous peine d'avoir une efficacité nulle sur le relâchement de la contrainte d'incitation du mécanisme de révélation. Mais si cette condition est remplie, alors les individus, quelque soit leur type, peuvent compléter la fourniture publique sur le marché privé concurrentiel de manière à consommer leur quantité optimale (utilité marginale égale au coût marginal).
- Chez Blomquist-Christiansen (1995), les achats complémentaires à la fourniture publique sont interdits (ou impossibles). De ce fait, même en cas de substituabilité au travail, la fourniture publique, d'un niveau choisi de manière adéquate, permet d'améliorer l'efficacité économique. Mais il n'y a aucune raison pour que le niveau optimal (de second rang) de fourniture publique corresponde au niveau de consommation optimale (de premier rang) pour les individus.

Blomquist-Christiansen (1998) caractérisent les cas dans lesquels les achats supplémentaires à la fourniture publique sont souhaitables ("topping up") et les cas dans lesquels ils ne sont pas souhaitables, c'est à dire où le système doit être tel que les individus doivent accepter la fourniture publique ou la refuser et consommer intégralement sur le marché privé ("opting out"). Ils montrent que si le bien fourni par l'Etat est complémentaire au travail, alors un système de type "topping up" est le meilleur car les choix des agents ne seront pas contraints, alors que si le bien est substitut du travail, le meilleur système est de type "opting out", seule alternative efficace malgré les contraintes qu'elle peut imposer aux agents.

## 1.7 Présentation des différents chapitres de la thèse

- *Chapitre 2* Revenus, assurance et santé : le problème de l'accès aux soins des plus démunis.

Ce travail de statistiques descriptives a été réalisé avec Pascale Breuil-Genier<sup>18</sup> et Nathalie Grandfils<sup>19</sup>

Dans cette partie, sont analysés, en terme de probabilité de recours, ainsi qu'en volume et en prix, les différents types de soins selon le niveau de revenus. Les bénéficiaires de l'aide médicale gratuite sont étudiés séparément. Les sources de données utilisées sont d'une part, l'enquête décennale sur la santé et les soins médicaux (INSEE-CREDES 1991-1992), d'autre part, l'enquête annuelle du CREDES pour les années 1992 à 1995 cumulées, puis 1996 et 1997.

- *Chapitre 3* Consultation médicale : l'influence du revenu et de l'assurance complémentaire

Ce travail a été réalisé avec Gwenaël Piasser<sup>20</sup>

Nous analysons l'impact du revenu sur la probabilité d'avoir une consultation médicale à partir de l'Enquête Santé 1991-1992. Nous montrons que l'accès aux soins reste plus difficile pour les personnes ayant un faible revenu même si elles disposent d'une assurance complémentaire. En utilisant les données sur l'état de santé ressenti et sur le risque vital (état de santé calculé par des médecins sur la base des antécédants médicaux et du style de vie), nous montrons que la perception de l'état de santé est liée au revenu, et que les personnes qui ont tendance à sous-estimer leur état de santé ont une plus grande probabilité de consulter un médecin généraliste.

- *Chapitre 4* Revenu et décision de consultation médicale

Ce travail présente un modèle simple de choix d'assurance santé avant que l'individu ne connaisse sa probabilité d'être malade, puis de choix de consultation médicale après révélation de l'information sur le risque de maladie. Dans ce modèle, le revenu joue un rôle central dans les décisions des individus, on obtient notamment que les plus riches sont plus nombreux à choisir de s'assurer, mais également que l'effet du revenu sur la décision de consultation,

---

<sup>18</sup>Direction de la Sécurité Sociale

<sup>19</sup>CreDES

<sup>20</sup>Doctorant à l'Université Toulouse 1

généralement positif, peut éventuellement être négatif pour les individus avec un revenu élevé qui ont choisi de ne pas s'assurer.

– *Chapitre 5* Taxation optimale et fourniture publique de soins

Ce travail a été réalisé avec Gwenaël Piaser.

Nous étudions la possibilité d'utiliser la fourniture publique d'un bien privé (les soins lourds, comme l'hospitalisation) comme instrument de redistribution. Nous montrons que c'est un instrument optimal de redistribution si l'on ajoute une deuxième dimension d'hétérogénéité à un modèle de type Atkinson Stiglitz (1976), avec notamment des préférences séparables entre travail et consommation. Cela permet de généraliser le résultat de Blomquist-Christiansen (1995).

# Bibliographie

- [1] **Aligon A, M Grignon (1999)** “Dépenses de santé non remboursées et accès aux soins des plus démunis” *Cahiers du Gratice* n°15.
- [2] **Aronson J.R., P. Johnson, P.J. Lambert (1994)** “Redistributive effect and unequal tax treatment” *Economic Journal* 104, 262-270.
- [3] **Atkinson, A.B; J.E. Stiglitz (1976)** “The design of tax structure : Direct versus indirect taxation” *Journal of Public Economics*, 6, 55-75.
- [4] **Blomquist, S; V. Christiansen (1995)** “Public provision of private goods as a redistributive device in an optimum income tax model” *Scandinavian Journal of Economics*, 97, 547-567.
- [5] **Blomquist, S; V. Christiansen (1998)** “Topping up or opting out? The optimal design of public provision schemes” *International Economic Review*, 39, 399-411.
- [6] **Boadway, R; M. Marchand (1995)** “The use of public expenditures for redistributive purposes” *Oxford Economic Papers* 47, 45-59.
- [7] **Caisse Nationale d’Assurance Maladie (2001)** “La consommation de soins de villes des bénéficiaires de la cmu au terme d’une année de remboursement” *Point Statistique* n°31
- [8] **Couffinhal A, D. Henriët, J.C. Rochet (2000)** “The impact of public health insurance systems on access to health care and labor force participation : a theoretical analysis” *Working paper*.
- [9] **Couffinhal A, J. Dournovo, M. Grignon (2000)** “Redistributivité du système de financement des soins en France” *CreDES, rapport scientifique CNRS ”Redistributivité et système de soins”*
- [10] **Cremer, H; F. Gahvari (1997)** “In-kind transfers, self-selection and optimal tax policy” *European Economic Review*, 41, 97-114.

- [11] **Granfils N, P. Le Fur, A. Mizrahi, A. Mizrahi (1996)** “Santé, soins et protection sociale en 1995” Document de travail CREDES n°1162.
- [12] **Grignon M, D Polton (2000)** “Inégalités d’accès et de recours aux soins” *Credes, rapport scientifique CNRS ”Redistributivité et système de soins”*
- [13] **Grossman M (1972)** ”On the concept of health capital and the demand for health”, *Journal of Political Economy*, 80, 1275-1294.
- [14] **Guesnerie, R; K. Roberts (1984)** “Effective policy tools and quantity controls” *Econometrica* 52, 59-86.
- [15] **Henriet D., J.C. Rochet. (2000)** ”Is Public Health Insurance an Appropriate Instrument for Redistribution” *Working paper*
- [16] **Hourriez J.M., Olier L. (1997)** “Niveau de vie et taille du ménage : estimation d’une échelle d’équivalence”
- [17] **Kakwani N, A. Wagstaff, E. van Doorslaer (1997)** “Socioeconomic Inequalities in Health : Measurement computation and Statistical Inference” *Journal of Econometrics*, 77, 87-103.
- [18] **Lachaud C, L Rochaix (1995)** “Equité des systèmes de santé : une comparaison européenne” *Revue d’économie financière*, octobre.
- [19] **Lecomte T, Mizrahi A., A Mizrahi.(1997)** ”Précarité sociale : cumul des risques sociaux et médicaux”, *Solidarité santé* 06, 65-75
- [20] **Manning W.G, J. Newhouse, N. Duan, E.B. Keeler, A. Leibowitz, M.S. Marquis (1987)** “Health Insurance and the Demand for Medical Care : Evidence from a Randomized Experiment” *American Economic Review*, 77(3), 251-277.
- [21] **Mizrahi A., A Mizrahi.(1996)** ”Protection maladie et disparités sociales de consommations médicales”, *Credes* 1147
- [22] **Mormiche P. (1993)** “Les disparités de recours aux soins en 1991” *Economie et Statistique*, 265, 45-52
- [23] **Mormiche P. (1995)** “L’accès aux soins : Evolution des inégalités entre 1980 et 1991” *Economie et Statistique*, 282, 3-19.
- [24] **Mougeot M. (2000)** ”Assurance maladie et dépenses de santé (chapitre introductif)” *Revue d’Economie Politique*, 110 (4), 447-455.
- [25] **Munro, A. (1991)** “The optimal public provision of private goods” *Journal of Public Economics*, 44, 239-261.

- [26] **Poterba, J. (1994)** "Government intervention in the markets for Education and Health care : How and Why?" *NBER working paper n°4916*
- [27] **Raynaud, D (2001)** "L'impact de l'Aide Médicale sur la consommation de soins " Document de travail, Drees.
- [28] **Rotschild, M., J. Stiglitz (1976)** "Equilibrium in competitive insurance markets" *Quarterly Journal of Economics*, 90, 629-650.
- [29] **Wagstaff A., E van Doorslaer et al.(1997)** "Income-related inequalities in health : some international comparisons" *Journal of Health Economics*, 16, 93-112.
- [30] **Wagstaff A., E van Doorslaer et al.(1999)** "Equity in the finance of health care : some further international comparisons" *Journal of Health Economics*, 18, 263-290.
- [31] **Wagstaff A., E van Doorslaer et al.(1999)** "The redistributive effect of health care finance in twelve OECD countries" *Journal of Health Economics*, 18, 291-313.
- [32] **Wagstaff A., E van Doorslaer et al.(2000)** "Equity in the delivery of health care in Europe and the US" *Journal of Health Economics*, 19, 553-583.



## Chapitre 2

# Revenus, assurance et santé : le problème de l'accès aux soins des plus démunis

co-écrit avec Breuil P et Grandfils N

### Résumé

Sont analysés, en terme de probabilité de recours, ainsi qu'en volume et en prix, les différents types de soins selon le niveau de revenus. Les bénéficiaires de l'aide médicale gratuite sont étudiés séparément. Les sources de données utilisées sont d'une part, l'enquête décennale sur la santé et les soins médicaux (INSEE-CREDES 1991-1992), d'autre part, l'enquête annuelle du CREDES pour les années 1992 à 1995 cumulées, puis 1996 et 1997.



## 2.1 Introduction

Que peut-on dire sur les problèmes de recours aux soins à l'aide d'enquêtes auprès des ménages ? Même si ces enquêtes ne peuvent prétendre décrire les mécanismes qui conduisent l'individu à renoncer aux soins ou à avoir un état de santé dégradé, elles permettent d'identifier avec précision les sous-populations dont l'état de santé paraît le moins bon, ou la consommation de soins la plus faible (voir par exemple [Mormiche, 1993, 1995], [Dumesnil et al., 1997]). Cet article sera consacré à l'analyse des différences de consommations ou d'état de santé en fonction du revenu. Le choix de centrer l'analyse sur cette seule dimension peut paraître restrictif. Mais il répond au souci de coller au plus près aux demandes de décideurs publics, pour lesquels, d'une part, les problèmes d'accès aux soins liés à des difficultés financières revêtent un intérêt particulier ( le décideur n'est-il pas responsable de la fixation des prix des consommations de soins et de leur taux de prise en charge par la Sécurité sociale ?), et d'autre part, le revenu est une caractéristique sur laquelle il est relativement facile de se baser pour définir une politique ciblée. Dans cette dernière perspective, il nous a semblé intéressant de consacrer une partie de l'étude à l'analyse des consommations et de la santé de bénéficiaires d'une telle politique ciblée, à savoir les bénéficiaires de l'Aide médicale gratuite.

L'analyse des liens entre revenus, santé et consommation de soins peut sembler de prime abord un thème déjà bien exploré. Toutefois, elle est souvent menée à un niveau très agrégé, l'ensemble des recours aux soins étant par exemple résumé par les dépenses totales de santé. L'objectif de cette étude est de mieux exploiter la richesse de l'information statistique existante. En premier lieu, l'étude s'attachera à rapprocher et à confronter les résultats des deux principales sources statistiques actuelles sur les soins et la santé : l'Enquête Santé, 1991-92, auprès de 21000 personnes suivies pendant trois mois, et l'enquête annuelle Santé et Protection sociale du CREDES (SPS), plus récente mais réalisée sur un échantillon plus faible (12000 personnes suivies pendant un mois). Mais surtout, l'étude se propose de décrire de manière assez désagrégée et assez complète les différences observées (en fonction du type de soins ou de l'indicateur de santé retenu, en décomposant les différences de recours en probabilité de consommation, volume, prix ...). Enfin, à travers l'analyse du cas des bénéficiaires de l'Aide

médicale gratuite, cette étude donnera quelques éléments sur les conséquences en terme de consommations de soins pouvant être attendues de la mise en place d'une politique ciblée comme la Couverture Maladie Universelle.

## **2.2 Un quart des plus démunis a renoncé à des soins pour des motifs financiers en 1996**

Avant d'examiner les différences objectives de consommation de soins en fonction du revenu, il est intéressant de voir quelle part de la population déclare avoir renoncé à des soins pour des motifs financiers. De tels indicateurs, dits de déprivation, doivent cependant être considérés avec prudence. En effet, les réponses sont très sensibles à la manière dont est formulée la question ou à la période prise comme référence pour la non-consommation. Toutefois, les différentes enquêtes convergent sur deux points : tous revenus confondus, une proportion importante de la population renonce à des soins pour des motifs financiers, et cette proportion décroît fortement avec le revenu. Par exemple, selon l'enquête ESPS 1997, 14% de la population française déclare avoir renoncé à des soins pour des raisons financières dans l'année précédente. L'enquête Conditions de vie et aspirations des Français 1995 du CREDOC conduit à une estimation équivalente (16%) [Dufour et Kowalski, 1995]. Le taux de renoncement atteint 23% parmi les personnes dont le revenu par unité de consommation est inférieur à 3000 F par mois, et 25% pour des revenus compris entre 3000 et 4000 F (source : ESPS 1997, cf. tableau 1).

Le taux de renoncement aux soins varie avec le type de consommation. Ainsi, selon l'Enquête SPS 1996, les restrictions portent principalement sur les soins dentaires (43% des cas), les lunettes (16% des cas) et les soins médicaux et les analyses (29% des cas). Les soins dentaires et la lunetterie, prestations mal prises en charge par la Sécurité sociale<sup>1</sup>, sont donc de manière logique les postes sur lesquels le taux de renoncement est le plus fort (ce qui contribue à justifier l'analyse désagrégée qui sera menée ci-après).

---

<sup>1</sup>D'après les données de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux de la CNAMTS, le dépassement annuel moyen sur les dépenses de dentiste et de stomatologie présentables au remboursement est de 250F par personne. Sur l'optique, il est de 150F, également par personne (il est donc beaucoup plus élevé par consommant). Par ailleurs, ces dépenses supportent également un ticket modérateur.

- Parmi les personnes qui n'ont pas été voir d'ophtalmologue depuis trois ans, 15% de celles qui ont un revenu par unité de consommation inférieur à 3000 F par mois avancent des motifs financiers pour expliquer ce non-recours<sup>2</sup>. Cette proportion diminue avec le revenu pour atteindre 4% dans la tranche de revenu la plus élevée (revenu par unité de consommation supérieur à 10000 F) selon l'enquête Santé 91-92 [Mormiche, 93].
- Parmi les personnes qui n'ont pas consulté de dentiste dans les deux années précédentes (qui sont 42% chez les plus bas revenus), 20% de celles qui ont un revenu inférieur à 3000F par mois avancent des motifs financiers pour expliquer ce non-recours. Elles sont encore 11% dans la tranche de revenu la plus élevée. De même, 41% des individus à bas revenu à qui il manque des dents renoncent à se les faire remplacer pour des raisons financières.

**Tableau 1 : Taux de renoncement à des soins pour motif financier dans les 12 derniers mois**

Revenu mensuel par unité de consommation	Taux brut	Indice à âge et sexe contrôlés
<3000 F	23%	1.69
3000-4000 F	25%	2.01
4000-5000 F	22%	1.62
5000-6000 F	14%	0.93
6000-7500 F	11%	0.78
7500-10000 F	8%	0.52
>10000 F	7%	0.45
Ensemble	14%	1.00

*Source : ESPS 1997*

## 2.3 Consommation médicale et revenu

---

<sup>2</sup>Parmi les autres motifs de non recours, on trouve le non besoin de recourir à un ophtalmologue parce que la vue est bonne.

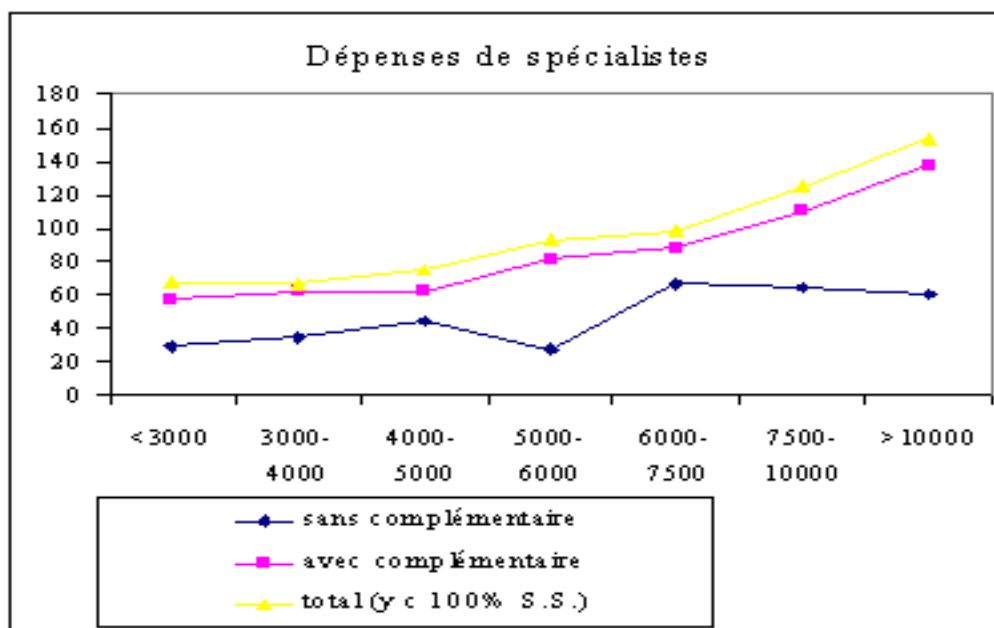


FIG. 2-1: Dépenses de soins de spécialistes en trois mois par personne en fonction du revenu (source : enquête santé 1991\_1992)

### 2.3.1 Les profils de consommation en fonction du revenu des assurés et des non assurés complémentaires sont similaires, mais à des niveaux différents

En préalable à l'analyse détaillée des liens entre consommation de soins et revenu, on a examiné dans quelle mesure les effets mis en évidence pouvaient être remis en cause lorsqu'on tenait compte des différences de structure par sexe, âge et assurance des populations concernées (cf. annexe). Les profils de consommation en fonction du revenu avant et après correction pour tous ces effets sont apparus étonnamment proches.

Cela signifie notamment que la sous consommation de soins de ville des plus démunis n'est pas une simple conséquence du fait qu'ils n'ont pas le même type de couverture assurantielle que les personnes de revenus plus élevés. Pour préciser ce résultat, on peut analyser l'évolution de la consommation médicale en fonction du revenu pour les seuls individus bénéficiant d'une couverture complémentaire et non couverts à 100% par la Sécurité sociale. L'évolution est sur la plupart des postes comparable à celle qui avait été observée sur les données brutes (et donc sur les données contrôlées par âge, sexe et assurance)<sup>3</sup>.

<sup>3</sup>Voire plus accentué pour les assurés pour certains types de soins (soins de spécialistes). Ces résultats ne sont pas surprenants dans la mesure où les assurés complémentaires non pris en charge à 100% représentent les trois quarts de l'échantillon.

C'est le cas notamment pour les dépenses les plus caractéristiques de la consommation des plus aisés, comme les soins dentaires ou les soins des spécialistes (cf. graphique 1).

A tous les niveaux de revenu, le fait de bénéficier d'une couverture complémentaire se traduit par une consommation de soins de ville plus importante : les effets de l'assurance et du revenu s'ajoutent pour expliquer la consommation de soins, sans que l'influence du second disparaisse en présence d'assurance.

Ainsi, même si elle dispose d'une assurance complémentaire, une personne de bas revenu aura une consommation de soins de ville inférieure à un assuré complémentaire d'âge et sexe comparable et de revenu supérieur. Plusieurs explications peuvent être avancées pour expliquer ce résultat :

- Le raisonnement ne se fait pas exactement à couverture identique, car les indicateurs retenus ici ne tiennent pas compte de la qualité de la couverture complémentaire : en particulier, on ne tient pas compte du fait que les couvertures complémentaires des plus démunis pourraient offrir une prise en charge incomplète de leurs dépenses (auquel cas il serait normal que ces dernières restent sensibles au revenu).
- La sous-consommation des plus démunis ne reflète pas uniquement des problèmes de remboursement de soins. Elle reflète également la difficulté que peut représenter pour eux l'avance de frais.
- Enfin la sous-consommation des plus démunis pourrait aussi témoigner de problèmes d'accès aux soins qui ne seraient pas liés au revenu, mais à une caractéristique qui lui serait corrélée, comme l'éducation. Le rôle de l'éducation (ou du milieu social) a en effet souvent été souligné en matière de recours aux soins [Mormiche, 1993, 1995, Dumesnil et al., 1996]. Des modèles économétriques, autorisant un raisonnement "toutes choses égales par ailleurs", permettent de valider cette dernière hypothèse : on peut isoler dans les déterminants des recours aux soins, l'influence du revenu et celle du niveau d'éducation. Ces deux influences sont en général assez fortes, et distinctes : sur les soins de ville, à revenu égal, les plus diplômés consomment plus<sup>4</sup>, et à diplôme égal, les plus riches consomment également plus [Genier et al., 1997].

L'ensemble de ces résultats suggère que la moindre consommation de soins de ville des plus démunis ne traduit pas uniquement des problèmes financiers, mais aussi des problèmes plus "culturels" d'accès aux soins. Garantir une meilleure protection sociale aux plus démunis (et

---

<sup>4</sup>Ceci n'est cependant plus vrai pour les très diplômés

une dispense d'avance de frais) dans le cadre de la Couverture Maladie Universelle (effective depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2000) devrait permettre de résoudre le premier problème, mais n'apporterait pas de réponse immédiate au second (même si l'on peut espérer qu'à terme les problèmes d'accès culturels se réduiront suite à une plus grande familiarisation avec le système de soins qu'autoriserait sa plus grande fréquentation).

La meilleure prise en charge complémentaire des soins bénéficiant aux plus démunis n'entraînera vraisemblablement qu'un rattrapage partiel des consommations de soins ambulatoires de cette population, qui resteront sans doute inférieures à celles des plus aisés.<sup>5</sup>

On peut, pour préciser cette dernière hypothèse, comparer la consommation de soins de ville des bénéficiaires de l'Aide médicale gratuite, qui bénéficient d'une prise en charge complémentaire comparable à la couverture CMU, à celle de l'ensemble de la population.

## 2.3.2 Analyse de la consommation médicale par poste de dépense

### Analyse en fonction du revenu

Le lien entre consommation et revenu peut être très différent d'un type de consommation à l'autre, ou selon l'indicateur de consommation retenu. Il est notamment intéressant de voir si le revenu influence la décision d'avoir un recours ou la quantité de soins en cas de recours.<sup>6</sup>

Si l'on s'intéresse dans un premier temps aux dépenses, on peut isoler 3 groupes de soins (cf. graphiques n°3 à n°10, issus de l'enquête 91-92) :

- les soins associés à une dépense croissante avec le revenu : soins dentaires, dépenses d'analyses et examens, dépenses de spécialistes, radiologie, pharmacie sans ordonnance, kinésithérapie.

---

<sup>5</sup>Cette analyse ne tient cependant pas compte du fait qu'une telle prestation permettrait peut être aux plus démunis déjà assurés complémentaires d'avoir une couverture de meilleure qualité (effet dont l'incidence ne peut être évalué par les analyses ci-dessus).

<sup>6</sup>Les analyse décrites en annexe ont montré que le profil des consommations en fonction du revenu par unité de consommation était peu modifié quand on tenait compte des effets de l'âge, du sexe, et de l'assurance. Les résultats détaillés qui vont être présentés dans cette partie sont donc également valides que l'on raisonne sur des données brutes ou corrigées des effets de l'âge et du sexe, ou encore corrigées en plus des effets de l'assurance.

- les soins associés à une dépense décroissante avec le revenu : soins infirmiers (c'est essentiellement la probabilité de recours qui est décroissante avec le revenu)
- les soins pour lesquels le lien avec le revenu présente des fluctuations : hospitalisation<sup>7</sup>, dépenses de pharmacie avec ordonnance, et dépenses de généralistes.

Il est intéressant de décomposer ces dépenses en probabilité de recours puis en consommation en volume pour les consommations, puis ensuite en prix unitaire moyen de la séance (les graphiques de consommation par poste en fonction du revenu sont en annexe, graphiques n°22 à 38).

Le lien, fort, entre la dépense de dentiste et le revenu résulte à la fois d'une probabilité de recours qui augmente avec le revenu, et de prix moyens par séance plutôt plus élevés aux hauts revenus, en raison d'une quantité d'actes techniques liés à la pose de prothèses plus importante [Grandfils, 1998]. En revanche, le nombre moyen de séances des consommateurs apparaît assez indépendant du revenu. Une situation assez proche de celle des dentistes est observée avec la pharmacie sans ordonnance. Pour la médecine spécialisée, la forte consommation des hauts revenus s'explique encore principalement par une proportion de consommateurs croissants avec le revenu, mais également par un nombre moyen de séances s'élevant légèrement avec ce dernier. En revanche, le prix moyen par séance est relativement constant en fonction du revenu (entre 190 et 200 F), sauf chez les plus hauts revenus, où il dépasse souvent 200 F (source enquête santé 91-92).

De manière générale, la dépense moyenne par acte croît plutôt avec le revenu sauf pour l'hospitalisation et la médecine spécialisée pour les très bas revenus. C'est sur les soins dentaires que l'effet du revenu sur le prix est le plus sensible. En revanche, les "volumes"<sup>8</sup> consommés en cas de recours sont souvent quasi constants (dentistes) ou décroissants (généralistes, soins paramédicaux, produits pharmaceutiques prescrits, hospitalisation). Selon les postes, l'influence du revenu sur la dépense passe donc plutôt par la probabilité de recours (dentistes, spécialistes) et le profil de la dépense en fonction du revenu est alors croissant, ou alors par le volume en cas de recours (paramédical, pharmacie prescrite, hospitalisation) et le profil de la dépense est alors plutôt décroissant.

---

<sup>7</sup>Les dépenses d'hospitalisation sont reconstituées par imputation statistique à partir d'éléments tels que le nombre de journées d'hospitalisation.

<sup>8</sup>Mesurés en nombre d'actes ou de produits (cf le glossaire en annexe)

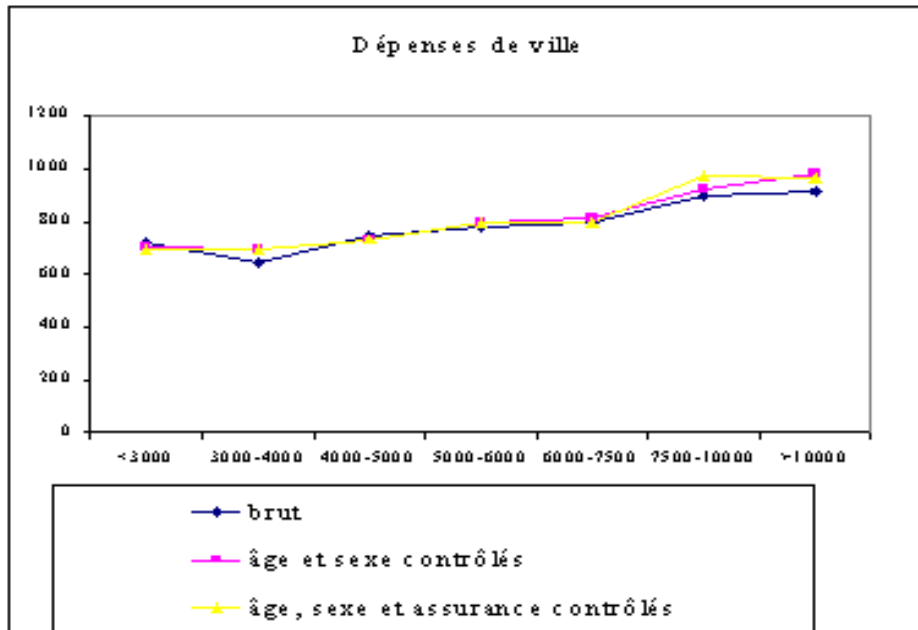


FIG. 2-2: Dépense trimestrielle de soins de villes par personne en fonction du revenu par unité de consommation

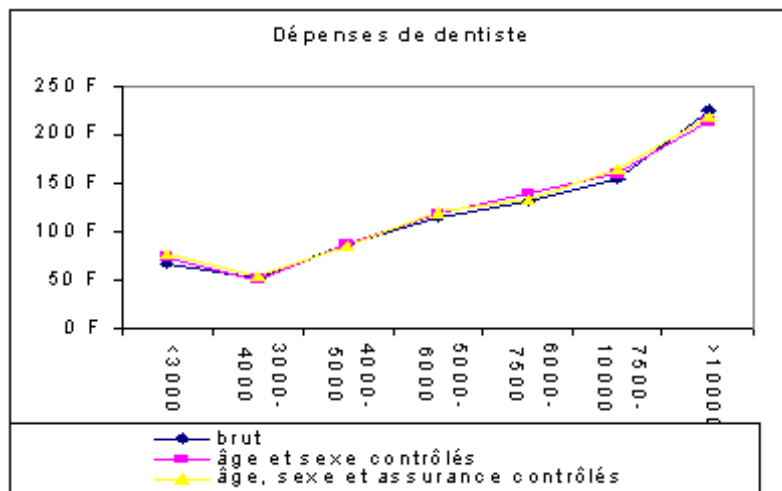


FIG. 2-3:



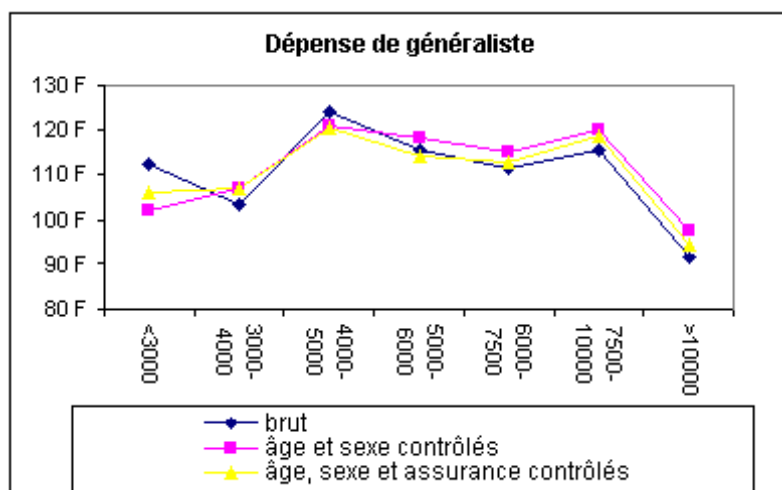


FIG. 2-4:

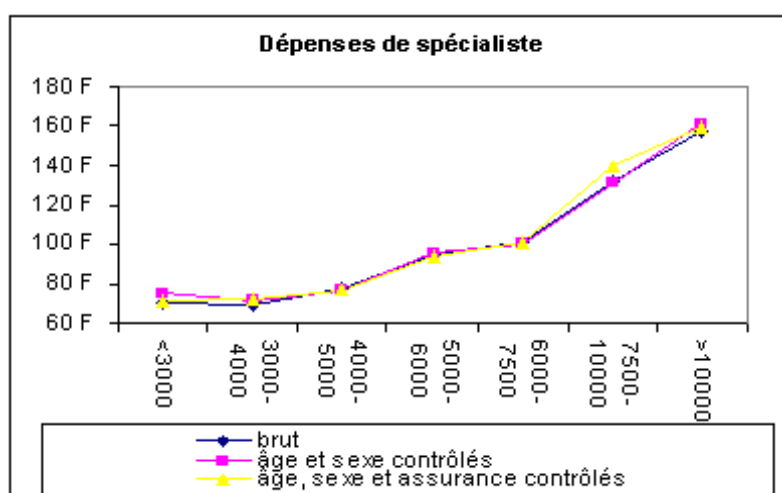


FIG. 2-5:

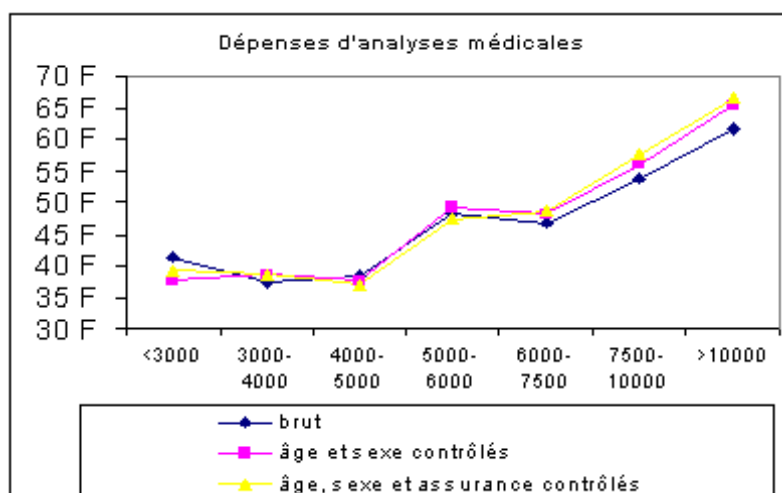


FIG. 2-6:

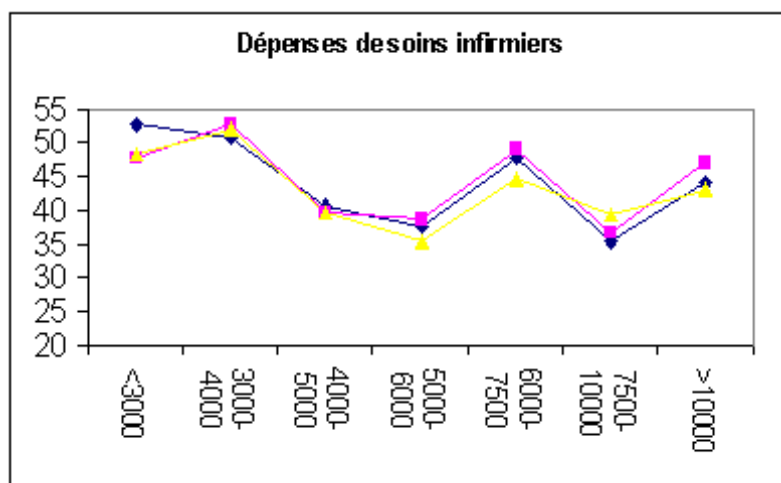


FIG. 2-7:

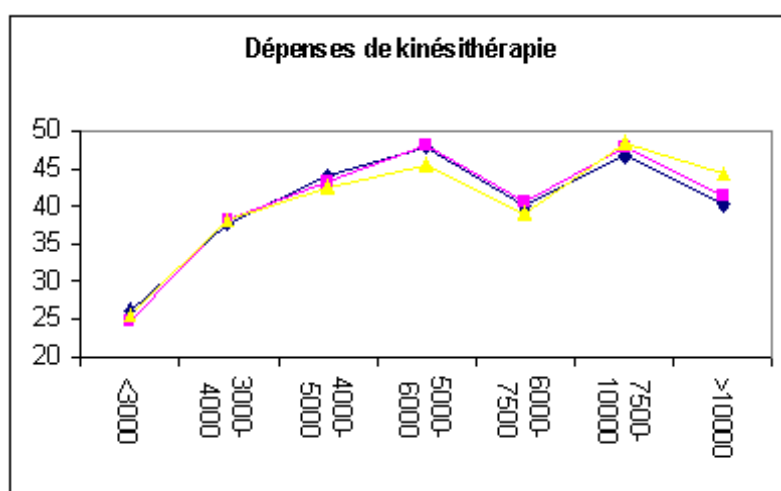


FIG. 2-8:

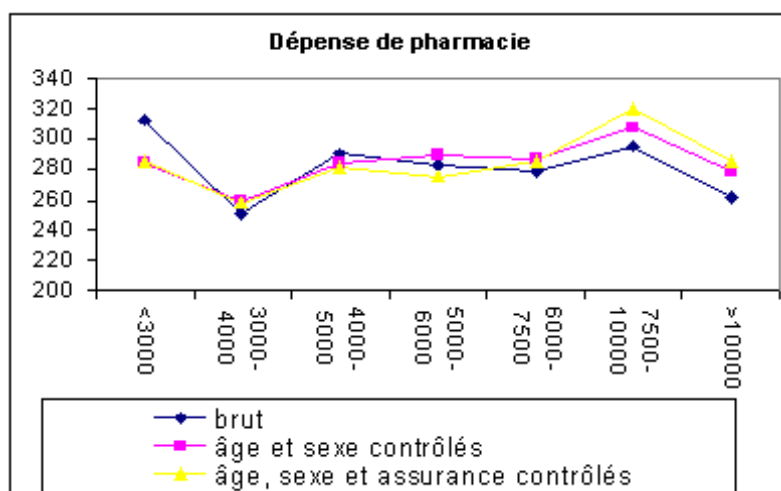


FIG. 2-9:

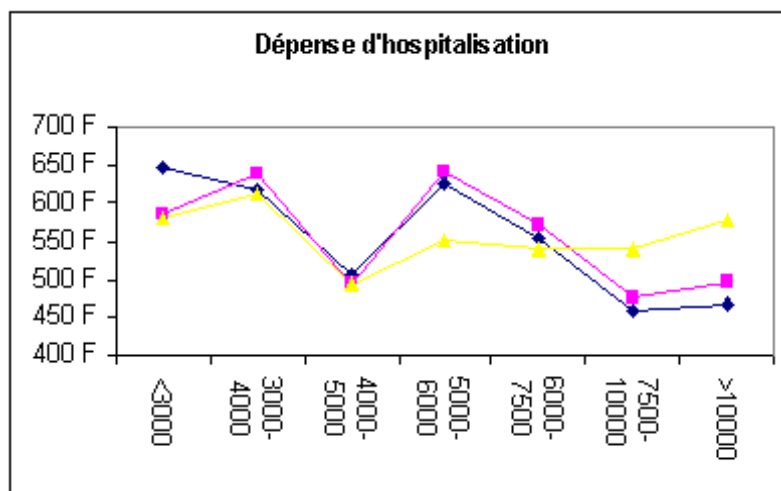


FIG. 2-10:

Au total, les dépenses de soins de ville restent croissantes avec le revenu, sauf pour les très bas revenus : la dépense moyenne de la première tranche de revenu est significativement supérieure à celle de la deuxième. La dépense de soins de ville pour les revenus supérieurs à 7500 F par mois est supérieure de 15 à 20% à la moyenne, tandis que la dépense des plus pauvres est inférieure d'environ 10% à la moyenne. La consommation des revenus immédiatement supérieurs (de 3000 à 4000 F) étant la plus faible : environ 20% de moins que la moyenne.

L'analyse des dépenses totales (y compris hospitalisation), doit être faite avec plus de précaution, compte tenu des estimations qui ont dû être faites pour évaluer les dépenses d'hospitalisation dans l'enquête Santé. Il semblerait que les dépenses totales restent maximales dans la tranche de revenu supérieure; elles dépasseraient la moyenne de 0 à 10% selon les estimations. Cela ne signifie pas pour autant que l'ensemble des dépenses supportées par l'assurance maladie soient maximales dans la tranche des revenus les plus hauts, en raison des dépassements qui y sont notamment plus élevés, en particulier pour les soins de spécialistes.

### Consommations des bénéficiaires de l'aide médicale gratuite

Pour des raisons d'effectifs, les chiffres sur l'Aide médicale gratuite (AMG) proviennent des données de 4 années d'enquête (SPS 92-93-94-95).

Sur cette période, 1,7% des personnes déclarent disposer de l'AMG; ce pourcentage a augmenté régulièrement au cours des années passant de 1,2% en 1992 à 1,6% en 1993, 2,1% en 1994, 2,7% en 1995 et 3,3% en 1996<sup>9</sup>. Malgré cette constante augmentation, ces taux sont

<sup>9</sup>Cette évolution correspond en grande partie à la montée en charge réelle de l'AMG mais il faut signaler qu'en 1995, une question portant sur le RMI a été introduite dans l'enquête; cette question a permis aux

probablement très sous-estimés ; du fait du champ de l'enquête seuls les ménages ayant un domicile sont enquêtés. De plus, tous les bénéficiaires potentiels de l'aide médicale gratuite ne font pas valoir leurs droits ; l'ouverture des droits a souvent lieu à l'occasion d'une lourde dépense (hospitalisation notamment).

Compte tenu de l'augmentation du nombre de bénéficiaires au cours de ces 4 années et de la sous-estimation de cette population, les chiffres en valeur absolue ont peu de signification ; en revanche, l'écart entre les données obtenues pour les bénéficiaires et les non bénéficiaires de l'AMG (données redressées de l'âge et du sexe) peut être interprété.<sup>10</sup>

A noter cependant deux raisons de sous-déclaration des consommations dans l'enquête qui affectent particulièrement la population des bénéficiaires de l'AMG : d'une part, l'utilisation du tiers-payant total et donc d'un paiement nul conduit parfois à un oubli de déclaration de la part des enquêtés ; plus fréquent chez les bénéficiaires de l'AMG, il conduit probablement à une sous-déclaration de leurs consommations. D'autre part, les bénéficiaires de l'AMG sont plus souvent enquêtés en face à face, compte tenu de l'absence de numéro de téléphone pour les joindre. Ce mode d'enquête, qui ne permet pas autant de contacts avec les enquêtés que le mode d'enquête téléphonique [Dumesnil et al., 98], semble d'après les premières investigations menées, conduire à une moindre déclaration de consommations.

Il faut également noter qu'une forte méconnaissance des droits a été constatée en matière d'aide médicale gratuite. En 1996, un tiers des personnes vivant du RMI déclare ne bénéficier ni de l'aide médicale, ni d'exonération du ticket modérateur. Depuis 1993, les allocataires du RMI ont en théorie droit automatiquement à l'aide médicale, pour l'ambulatoire comme pour l'hospitalisation. Même en supposant qu'il y ait des mauvaises déclarations à cette question, il n'en reste pas moins qu'un pourcentage assez important de gens ne bénéficient pas de l'aide médicale gratuite par méconnaissance de leurs droits.

**Les soins de médecins et dentistes (source ESPS 1992-1995)** Au total, les personnes bénéficiant de l'AMG déclarent moins souvent recourir à un médecin (généralistes et spécialistes confondus) : 29% déclarent voir au moins un médecin en un mois contre 32% pour les

---

enquêteurs de relancer les personnes déclarant bénéficier du RMI mais pas de l'AMG. Toutefois, les Rmistes déclarant après relance de l'enquêteur ne pas bénéficier de l'AMG demeurent non bénéficiaires. A signaler également l'entrée en 1994 des professions indépendantes dans le champ de l'enquête.

<sup>10</sup> Avec la réserve évoquée plus haut sur un éventuel biais de sélection des bénéficiaires de l'AMG quand l'affiliation est la conséquence d'une lourde dépense.

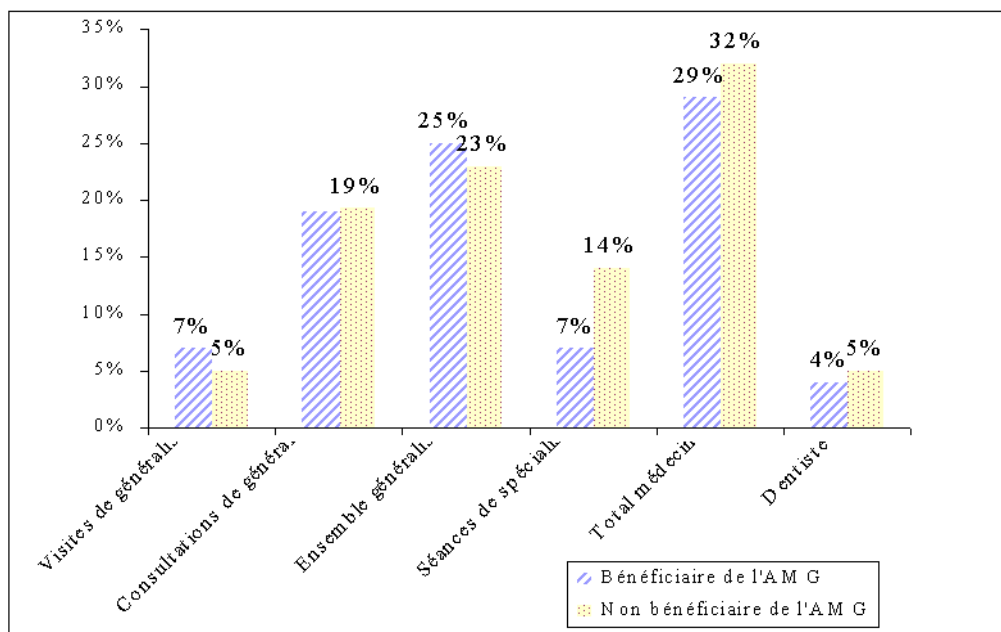


FIG. 2-11: Taux de consommateurs de médecin en un mois selon l'AMG (source : CREDES-ESPS 1992-1995)

personnes sans AMG. Les indices à âge et sexe comparables sont respectivement de 0,89 et de 1,00 (voir figures 11 et 12).

Avec les mêmes corrections, d'après leurs déclarations, les bénéficiaires de l'AMG sont, par contre, 14% plus nombreux que la moyenne à consulter un généraliste en un mois et 38% plus nombreux que la moyenne à consulter un généraliste à leur domicile. On peut invoquer trois explications : premièrement, les bénéficiaires de l'AMG recourent beaucoup moins à titre préventif ou précoce au médecin et consomment de ce fait plus souvent des visites de généraliste en urgence par l'intermédiaire des organisations de médecins de garde, deuxièmement les bénéficiaires de l'AMG disposent de moins de moyens de transport et recourent donc à des praticiens qui se déplacent ; enfin, le recours à un médecin à domicile provient parfois simplement d'habitudes culturelles.

A l'opposé, ils consultent beaucoup moins souvent un spécialiste : 7% contre 14% et cette différence ne s'explique pas par leur âge plus faible puisque les indices redressés de l'âge et du sexe sont respectivement de 0,52 et de 1,01.

3,7% des bénéficiaires de l'AMG consultent un dentiste en un mois contre 5,2% des personnes n'en bénéficiant pas, soit à âge et sexe comparables une fréquentation du dentiste de 29% inférieure à la moyenne.

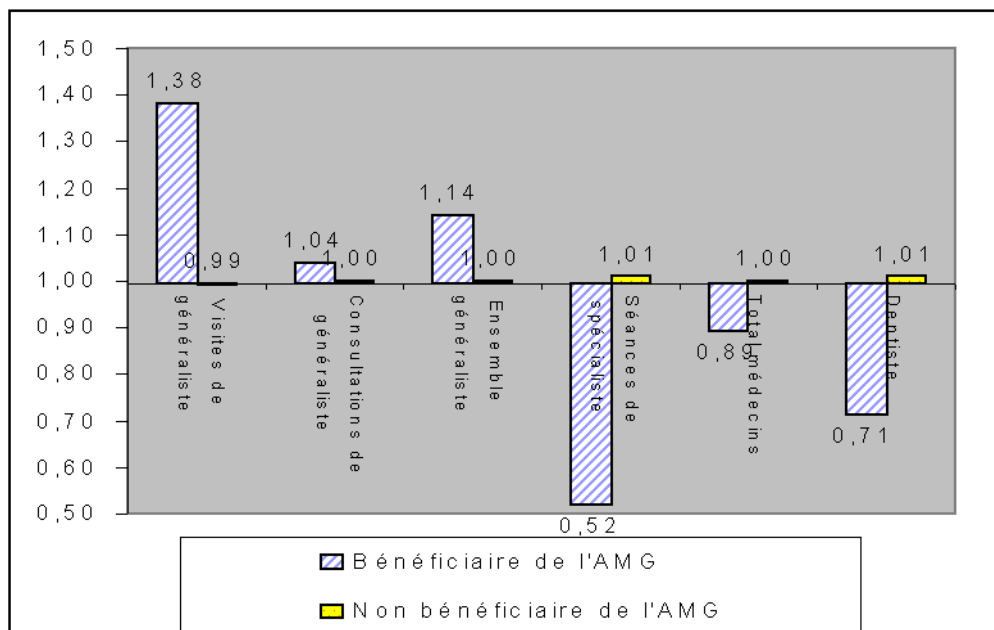


FIG. 2-12: Taux de consommateurs de médecin en un mois selon l'AMG (Credes-ESPS 1992-1995) . Indices contrôlés à âge et sexe

En revanche, contrairement au taux de recours, le nombre de séances de spécialiste par consommateur ne varie pas beaucoup selon que la personne dispose ou non de l'AMG (respectivement 1,50 pour les bénéficiaires de l'AMG et 1,57 pour les non bénéficiaires). Ces résultats sont cohérents avec ceux exposés plus haut sur le lien entre soins de spécialistes et revenus ; quand une personne bénéficiant de l'AMG accède au spécialiste, elle consomme quasiment autant de séances qu'une personne ne bénéficiant pas de l'AMG.

**La pharmacie (source ESPS 1992-1995)** Les personnes bénéficiant de l'AMG consommeraient moins fréquemment de la pharmacie en un mois<sup>11</sup> : 27% contre 37% pour les personnes sans AMG. Cette différence n'est pas due à un effet de l'âge et du sexe puisque les indices redressés correspondants sont de 0,69 et 1.01.

En un mois, une personne bénéficiant de l'AMG dépense 64 F de produits pharmaceutiques contre 90 F pour une personne ne bénéficiant pas de l'AMG<sup>12</sup>. Cette dépense plus faible s'illustre essentiellement par un nombre de conditionnements par personne plus faible (1,5

<sup>11</sup> Mais une étude en cours de la Drees (2001) infirmerait ce résultat. Les bénéficiaires de l'AMG seraient, d'une manière générale, de gros consommateurs de pharmacie, ce dernier résultat étant issu de l'EPAS qui est issue directement des dépenses présentées au remboursement à l'Assurance Maladie, et non des déclarations de consommation comme dans l'enquête SPS.

<sup>12</sup> Les résultats semblent un peu contradictoires avec le fait que les bénéficiaires de l'AMG recourent plus au généraliste que les non bénéficiaires, le généraliste étant le prescripteur de pharmacie le plus important. On peut avancer comme hypothèse que les consommations de pharmacie déclarées au cours de l'enquête sont

contre 2,1), les prix moyens des conditionnements étant respectivement de 42 F et 43 F pour les bénéficiaires de l'AMG et les non bénéficiaires. Le débours ne représente que 10% de la dépense pour les personnes bénéficiant de l'AMG contre 44% pour les autres (cf. tableau 2).

A âge et sexe comparables, la dépense par consommateur est égale, que les personnes bénéficient ou non de l'AMG ; comme pour les soins de spécialistes, la différence de consommation pharmaceutique s'explique essentiellement par des probabilités de recours moins importantes pour les bénéficiaires de l'AMG et non par un effet volume.

**L'hospitalisation (source ESPS 92-95)** Les personnes bénéficiant de l'AMG déclarent être beaucoup plus souvent hospitalisées que les personnes sans AMG : 5,4% sont hospitalisées en 3 mois<sup>13</sup> contre 2,8% pour les personnes ne bénéficiant pas de l'AMG. Compte tenu de leur plus jeune âge, cet écart est accentué si l'on considère les indices à âge et sexe comparables qui sont respectivement de 2,00 et de 0,98 pour les bénéficiaires de l'AMG et les non bénéficiaires. Cette différence s'explique par un recours plus tardif au système de soins : le fait que ces personnes se soignent moins bien en ambulatoire conduit à des hospitalisations plus fréquentes. Mais il est probable que cette forte consommation reflète également un effet de sélection : la connaissance du droit de bénéficier à l'AMG est souvent découverte à l'occasion de soins importants, comme l'hospitalisation. Lorsqu'on compare le taux d'hospitalisation des pauvres et des riches, l'écart est bien moindre que celui apparaissant ici.

---

sous-estimées par les bénéficiaires de l'AMG du fait de l'utilisation du tiers-payant total ; le fait de ne rien déboursier pourrait conduire à omettre ce type d'acquisition.

<sup>13</sup>L'hospitalisation est recueillie pour les trois mois qui ont précédé l'enquête.

**Tableau 2 : La consommation pharmaceutique en un mois (non compris les accessoires, appareils et pansements)**

	Bénéficiaires de l'AMG	Non bénéficiaires de l'AMG	Ensemble
Effectif pondéré de la population	568	33195	33764
Taux de consommateurs	27.48	37.48	37.31
Indice taux de consommateurs redressé âge-sexe	0.69	1.01	1.00
Nb de conditionnements par pers	1.53	2.12	2.11
Nb de cond par consommateur	5.58	5.66	5.66
Débours par personne (francs)	6.42 <i>F</i>	39.92 <i>F</i>	37.38 <i>F</i>
Dépense par personne (francs)	64.22 <i>F</i>	90.10 <i>F</i>	89.67 <i>F</i>
Indice redressé de la dépense	0.86	1.00	1.00
Dépense par consommateur (francs)	233.73 <i>F</i>	240.47 <i>F</i>	240.38 <i>F</i>
Indice de la dépense	1.06	1.00	1.00
Prix moyen d'un conditionnement	41.90 <i>F</i>	42.61 <i>F</i>	42.61 <i>F</i>
Débours/dépense	10%	44%	42%

source : CREDES-ESPS 1992-1995



## 2.4 Santé et revenu

Bien sûr, les analyses précédentes ne tiennent qu'imparfaitement compte des différences de besoins qui peuvent exister d'une tranche de revenu à une autre. Les indicateurs à âge et sexe contrôlés tiennent certes compte des besoins liés à l'âge, tandis que les indicateurs qui contrôlent en plus le type de couverture assurantielle permettent de raisonner à part de population prise en charge à 100% par la Sécurité sociale constante.

Mais dans la mesure où l'état de santé s'améliorerait avec le niveau de revenu, prendre en compte la morbidité (non liée à l'âge, au sexe ou à l'assurance) dans l'analyse des consommations en fonction du revenu conduirait à renforcer les constats d'inégalités qui ont été faits jusqu'ici.

### 2.4.1 L'importance de l'indicateur de santé retenu

Le diagnostic du lien entre revenu et état de santé est sensible au critère de bonne santé retenu. Trois critères vont être analysés ici :

- Les indicateurs objectifs de risque vital et d'invalidité : il s'agit de notes synthétiques attribuées par des médecins au vu des pathologies, handicaps, traitements et risques (tabac, obésité) déclarés par l'enquêté ; elles évaluent respectivement le risque de décès à court terme de l'enquêté et son degré d'invalidité. On calcule alors un pronostic moyen et une invalidité moyenne en utilisant une pondération basée essentiellement sur les taux de pensions octroyées par l'assurance invalidité du régime général de la Sécurité sociale. Plus la moyenne obtenue est élevée, plus le pronostic est mauvais ou plus l'invalidité est grande.
- L'état de santé subjectif : l'enquêté doit porter une appréciation sur son état de santé compte tenu de son âge. Dans l'Enquête santé, 5 modalités de réponse lui sont proposées, s'échelonnant de très bon à très mauvais. Dans l'enquête Santé et protection sociale, chaque personne doit noter son état de santé entre 0 (très mauvaise santé) et 10 (très bonne santé).

- Le nombre de maladies prévalentes (présentes le premier jour d'enquête) ou incidentes<sup>14</sup>(arrivant au cours de l'enquête) déclarées par l'enquêté : ces nombres de maladies, calculées dans l'enquête Santé, comptabilisent des affections de gravité très différentes (du défaut de vision au cancer), et tiennent également compte à la marge des motifs éventuels de consommation médicale non liés à une maladie (vaccination, prévention...).

Selon l'enquêt santé, comme selon l'enquête SPS, les deux premiers groupes d'indicateurs semblent indiquer une amélioration de l'état de santé de la population en fonction du revenu. Le nombre de maladies prévalentes est lui relativement constant d'une tranche de revenu à l'autre. En revanche, le nombre de maladies incidentes croît avec le revenu (de 0,9 maladie en trois mois pour les très bas revenus, à 1,15 maladies pour les très hauts revenus). Deux explications, sans doute complémentaires, peuvent être avancées pour expliquer ce dernier résultat : soit les plus aisés font part, à niveau de santé comparable, d'un plus grand nombre de maladies (ceci s'expliquant par une exigence plus élevée vis-à-vis de la santé, ou par le fait que recourant plus fréquemment aux soins, ils aient une plus grande probabilité de voir leurs maladies diagnostiquées), soit ils ont un plus grand nombre de motifs de recours aux soins non liés à une pathologie, comme des vaccinations ou de la prévention (cf. graphiques).

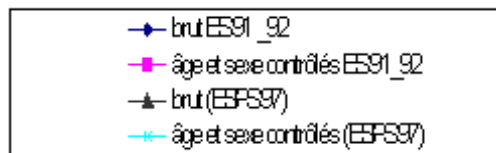


FIG. 2-13: Légende

<sup>14</sup>Les maladies incidentes correspondent à tous les motifs de recours à des soins, non déclarés lors du remplissage du questionnaire santé .

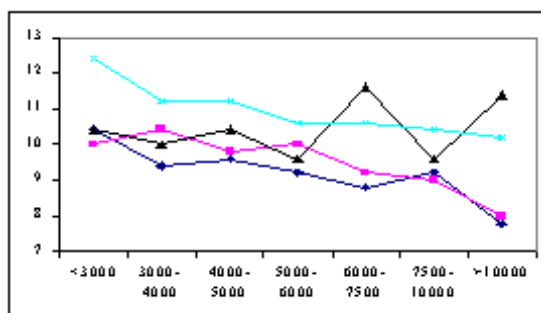


FIG. 2-14: Risque vital

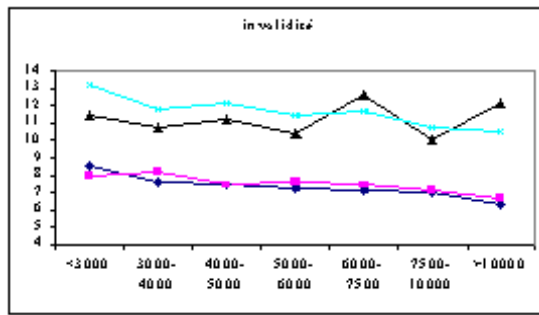


FIG. 2-15: Invalidité

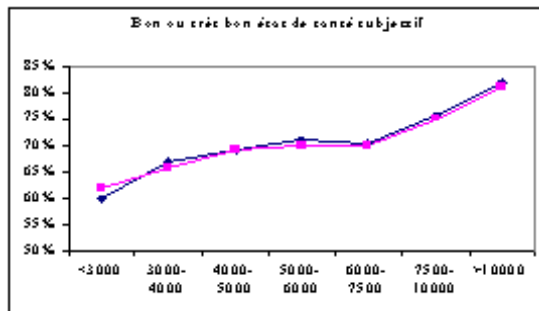


FIG. 2-16: Etant donné votre âge, comment évalueriez-vous votre santé (ES 91-92). Proportion de réponse "bon ou très bon état de santé"

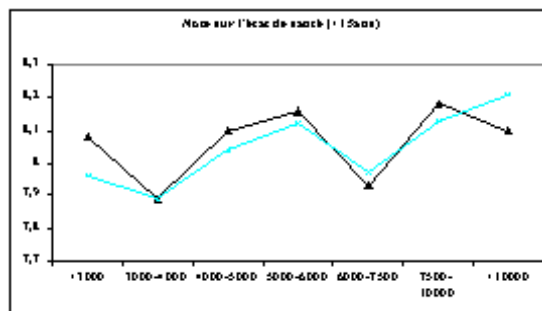


FIG. 2-17: Donnez une note de 0 à 10 pour estimer votre santé (ESPS 97)

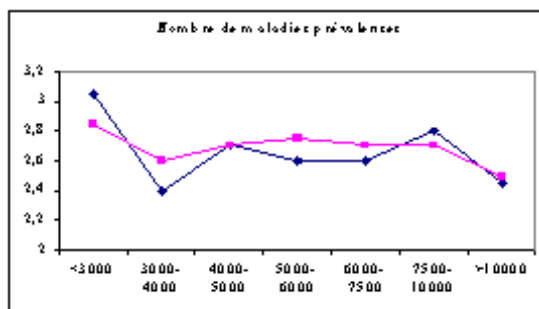


FIG. 2-18: Nombre de maladies déclarées au début de l'enquête santé (ES 91-92)

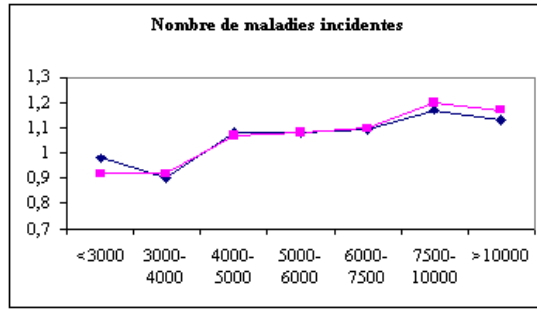


FIG. 2-19: Nombre de maladies non déclarées au départ de l'enquête ayant eu pour conséquence un recours au système de soins (ES 91-92)

## 2.4.2 Les bénéficiaires de l'aide médicale gratuite

Pour les bénéficiaires de l'AMG, le pronostic moyen et l'invalidité moyenne sont plus mauvais que pour les personnes n'en bénéficiant pas, des résultats confirmés et même renforcés par les indices à âge et sexe comparables puisque la population disposant de l'AMG est plus jeune que celle qui n'en dispose pas (cf. tableau 3).

Sur les 4 années 92-95 cumulées, les personnes déclarant bénéficier de l'AMG s'attribuent une note moyenne de 7,8 alors que les non bénéficiaires se notent en moyenne à 8,3. La perception de l'état de santé des personnes bénéficiant de l'AMG est donc plus mauvaise que celle des non bénéficiaires. En 1996, on note ce même écart, puisque les bénéficiaires de l'AMG se notent en moyenne à 7,1 contre 8,2 pour les autres.

**Tableau 3 : Pronostic vital, invalidité moyenne et état de santé ressenti selon l'AMG**

	Bénéficiaire de l'AMG	Non bénéficiaire de l'AMG
Effectifs observés	203	9246
Pronostic vital moyen	12.8	10.9
Indice redressé âge et sexe	1.53	0.99
Invalidité moyenne	14.3	11
Indice redressé âge et sexe	1.64	0.98
Note sur 10 santé subjective	7.1	8.2
Indice redressé âge et sexe	0.85	1.00

*Source : CREDES-ESPS 1996*

## 2.5 Conclusion

Les jeunes et les personnes très âgées sont sur-représentées dans les ménages à bas revenu par unité de consommation. C'est également dans ce type de ménage que l'on trouve la plus forte proportion de non assurés complémentaires ou d'individus bénéficiant d'une prise en charge à 100% par la Sécurité sociale. De même, la population couverte par l'aide médicale gratuite est plutôt jeune. Il était important de tenir compte de ces spécificités pour l'analyse de la consommation de ces sous-groupes de la population. S'il s'avère qu'un raisonnement à structure par âge, sexe et assurance constante n'amène pas à remettre en cause les profils de consommation en fonction du revenu observés sur les données brutes, en revanche, tenir compte de l'âge et du sexe conduit à aggraver notablement les écarts de consommation observés entre les bénéficiaires de l'aide médicale gratuite et le reste de la population.

La consommation de soins de ville est de manière générale croissante avec le revenu, et la consommation hospitalière plutôt décroissante. Toutefois, ce schéma général ne vaut pas pour l'ensemble des postes de soins. En effet, au sein des soins de ville, certaines dépenses

sont plutôt décroissantes avec le revenu. C'est le cas notamment des soins paramédicaux et de la pharmacie sur ordonnance, dont la décroissance avec le revenu s'explique essentiellement par une consommation en volume moindre des consommateurs des hauts revenus par rapport aux bas revenus, sous-consommation qui compense un prix unitaire et une probabilité de recours plus élevés. A l'inverse, les dépenses de soins dentaires, de soins de spécialistes et de pharmacie sans ordonnance augmentent fortement avec le revenu, du fait essentiellement d'une probabilité de recours plus élevée chez les hauts revenus. En effet, les consommations en volume des consommateurs restent relativement constantes avec le revenu sur ces postes de dépenses. Le prix moyen par séance ou produit, stable pour les soins de spécialiste, est toutefois plutôt croissant avec le revenu pour les soins dentaires et la pharmacie sans ordonnance.

Aux très bas revenus cependant (inférieurs à 3000 F par mois par unité de consommation), les tendances décrites ci-dessus peuvent connaître des exceptions. Ainsi, les soins dentaires, les soins de spécialistes et les dépenses pharmaceutiques sont plus élevés qu'aux niveaux de revenus juste supérieurs.

Deux éléments clés, pris conjointement, permettent donc d'expliquer les différences de consommations de soins de ville : la morbidité et le taux de recours aux soins.

- La probabilité de recours aux soins contribue à expliquer les différences de consommation le long de l'échelle de revenu : si son effet est le plus sensible sur les soins dentaires et la médecine spécialisée, on note que cette probabilité reste croissante avec le revenu sur la plupart des postes, à l'exception de l'hospitalisation et des soins de généralistes.
- S'agissant des consommations en volume en cas de recours, elles pourraient en revanche refléter l'état de santé plus que les capacités financières du patient. En effet, elles sont décroissantes sur la plupart des postes (hospitalisation, soins de généralistes, soins paramédicaux, pharmacie prescrite), à l'exception de ceux qui sont mal pris en charge (dentistes, spécialistes, pharmacie non prescrite).
- L'étude des dépenses médicales des bénéficiaires de l'Aide médicale gratuite permet de confirmer ces analyses. Les postes sur lesquels la consommation est très supérieure à celle du reste de la population sont les visites de généralistes et l'hospitalisation. Là aussi, ce surcroît de consommation s'explique par un taux de recours plus élevé (les volumes consommés restant comparables), sans doute lié à une morbidité plus importante et traitée tardivement. Par ailleurs, les dépenses élevées des bénéficiaires de l'AMG, et leur mauvais état de santé met en évidence un effet de sélection inhérent à toute politique catégorielle : alors qu'une part importante de la population éligible à l'AMG semble

ignorer ses droits, il est très plausible que ce soit l'arrivée d'un épisode morbide grave ou d'une dépense médicale importante qui les amène à essayer d'obtenir une meilleure prise en charge de leurs soins.

Enfin, les consommations des assurés complémentaires sont très supérieures à celles des non assurés complémentaires (hors individus pris en charge à 100% par la Sécurité sociale). Toutefois, l'évolution des consommations en fonction du revenu est proche dans ces deux populations. En d'autres termes, l'effet du revenu ne disparaît pas en présence d'assurance. Cela est confirmé par l'analyse des recours aux soins des bénéficiaires de l'AMG : quoiqu'en général bien couverts, ils conservent les modes de consommation caractéristiques du bas de l'échelle sociale.

Ainsi, la mise en place d'une prestation sous condition de ressources permettant aux plus démunis d'accéder à une meilleure prise en charge de leurs soins, effective avec la CMU, ne réglerait sans doute pas l'ensemble des problèmes d'accès aux soins. A court terme, le coût d'une prise en charge des tickets modérateurs et forfaits journaliers (et éventuellement des dépassements) pour ces personnes restera sans doute inférieur à la dépense moyenne correspondante dans la population<sup>15</sup>, sauf si, comme c'est le cas pour l'AMG, ce sont essentiellement les personnes en mauvaise santé ou confrontées à une dépense élevée qui font valoir leurs droits. D'autres dispositifs devraient être mis en place pour lever les freins culturels aux recours aux soins.

---

<sup>15</sup>A partir de l'EPAS 1995, on peut estimer à environ 984 F par an le ticket modérateur moyen par assuré du régime général (dont 869 F pour les soins ambulatoires), et à 567 F les dépassements. Le forfait journalier peut être estimé par ailleurs à environ 115 F par an.

# Bibliographie

- [1] Boisselot P., Rémond M.-Cl. [1994], "Niveau de protection et consommations de soins", Solidarité santé, n°1
- [2] Caussat L. et Glaude M [1993], "Dépenses médicales et couverture sociale", Economie et Statistique, n°265
- [3] Dufour A. et Kowalski A.-D. [1995], Enquête Conditions de vie et Aspiration des Français - les personnes âgées dépendantes / les dépenses de santé, CREDOC, rapport n°166
- [4] Dumesnil S., Grandfils N, Le Fur Ph., Mizrahi An, Mizrahi Ar [1997], Santé, soins et protection sociale, CREDES biblio n°1204
- [5] Dumesnil S., Grandfils N, Le Fur Ph. [1998], Méthode et déroulement de l'enquête Santé, soins et protection sociale, CREDES biblio n°1234
- [6] Genier P., Rupprecht F., Harnois J., Khamlich M., Tomasini M. et Wilthien F [1997], "Analyse empirique de la consommation de soins de ville au niveau micro-économique", Cahiers de sociologie et de démographie médicale, XXXVIIème année, No3-4, p.277-310
- [7] Grandfils N. [1997], Déterminants de la consommation médicale de ville en 1992 : Tome 1 : les médecins, CREDES, 147 pages
- [8] Grandfils N. [1998], Déterminants de la consommation médicale de ville en 1992 : Tome 5 : les dentistes, CREDES, 68 pages
- [9] Grandfils N., Grignon M., Le Fur Ph., Sermet C. [1998], Santé, soins et protection sociale en 1997, CREDES, à paraître
- [10] Mormiche P. [1993], "Les disparités de recours aux soins en 1991", Economie et Statistique, n°265



## **2.6 Annexe 1 : Glossaire**

### **2.6.1 Le revenu par unité de consommation**

La mesure de la pauvreté dans les enquêtes auprès des ménages suppose la définition de critères permettant de comparer les revenus entre des ménages de compositions différents. Dans cet article, les revenus utilisés sont des revenus par unité de consommation. Ils sont calculés en rapportant les ressources déclarées par le ménage au nombre d'unités de consommation du ménage. Celles-ci sont calculées en utilisant les pondérations nouvellement recommandées par l'INSEE (Olier et Houriez 1997) qui sont très proches de celles utilisées par le RMI, soit 1 pour le premier adulte, 0.5 pour chaque personne supplémentaire de 14 ans ou plus, et 0.3 pour chaque personne supplémentaire de moins de 14 ans.

Le revenu du ménage est généralement connu avec une forte marge d'erreur (grand nombre de non déclaration, en particulier dans l'enquête ESPS, oublis fréquents de certains revenus...). De plus, pour simplifier la tâche de l'enquêté et ne pas lui donner un sentiment d'inquisition, on lui demande de se situer dans des classes de revenus. Pour le calcul du revenu par unité de consommation, le revenu utilisé est le centre de la classe où les gens se sont déclarés appartenir.

Dans les enquêtes auprès des ménages, il est difficile, voire impossible d'approcher la frange de la population la plus pauvre : avoir un logement fixe pour l'enquête décennale ou avoir au moins un des membres du ménage assuré social pour l'enquête SPS sont des conditions nécessaires pour pouvoir être contacté par un enquêteur. De ce fait, ceux qui sont les plus proches de l'exclusion sociale sont aussi les moins présents dans les échantillons enquêtés.

### **2.6.2 Les indicateurs de consommation**

Taux de recours à un soin : rapport entre le nombre de personnes recourant à ce soin pendant une période donnée (30 jours pour l'enquête ESPS et 12 semaines pour l'enquête santé) et la population totale.

Dépense relative à un soin : ensemble des sommes dépensées par l'ensemble des financeurs pour ce soin pendant la période d'enquête ; elle peut être rapportée, soit à la population totale enquêtée, soit à la population de consommateurs ; la dépense est reconstituée à partir des déclarations de paiement des enquêtés.

Volume d'un soin : se mesure en nombre de séances pour les soins effectués par un praticien ou en nombre de boîtes pour les médicaments ; il peut être rapporté, soit à la population totale enquêtée, soit à la population de consommateurs.

## **2.7 Annexe 2 : Profils de consommations en fonction du revenu. L'incidence de corrections des structures par âge, sexe et assurance**

Avant d'examiner le lien entre consommation et revenu suivant les postes et les indicateurs de recours, il est important de chercher à préciser dans quelle mesure le lien observé traduit réellement un effet du revenu ou pourrait résulter d'autres facteurs non pris en compte. Deux d'entre eux vont successivement être évoqués :

- les différences de structure par âge et sexe des populations de revenus différents
- les différences de couverture assurantielle en cas de maladie entre ces populations.

Une standardisation des profils de consommation en fonction de trois facteurs (âge, sexe, et assurance) peut paraître frustrante au regard des études économétriques qui ont pu être menées et qui tiennent compte d'une plus grande variété de déterminants (Cf sur les données de l'enquête santé 1991-92, [Caussat et Glaude1993],[Genier et al. 1997]). Cependant, les facteurs retenus figurent parmi ceux qui sont considérés comme les plus importants pour expliquer les comportements de consommation de soins. Ainsi le sexe, la morbidité et l'assurance apparaissent être les trois principaux déterminants de cette consommation (Genier et al 1997). Pour que les résultats de cette étude utilisant de simples statistiques descriptives soient fiables, on a comparé les consommations moyennes par tranche de revenu, avec des consommations corrigées pour tenir compte des structures par âge et sexe, puis également par type de couverture maladie. Dans les deux cas, la démarche a été identique : on a calculé pour chaque tranche de revenu la consommation qu'aurait une population fictive de structure par âge et par sexe (et le cas échéant par assurance) identique à celle de la population française totale mais dont la consommation moyenne à âge et sexe (et assurance) donnés serait égale à la consommation moyenne des individus de caractéristiques comparables de la tranche de revenu considérée.

### **2.7.1 Le profil des consommations médicales en fonction du revenu n'est pas modifié quand on tient compte des structures par âge et par sexe**

Dans un premier temps, on examine dans quelle mesure le lien entre revenu et consommation médicale pourrait refléter les différences de structure par âge et sexe de populations de revenus différents.

Le graphique ci-dessous représente par exemple les proportions brutes, puis corrigées des structures par âge et sexe, d'individus ayant eu recours à un médecin pendant les deux enquêtes (Santé 91-92 et Santé et Protection Sociale 96). Les taux de consommateurs sont évidemment plus forts dans l'enquête santé (60% en moyenne), car ils sont estimés sur une période de trois mois, que dans l'enquête SPS qui ne dure qu'un mois (soit un taux de consommateurs de 31%). Sur les deux enquêtes, les indicateurs corrigés et les taux bruts ont un profil très semblable.

Ce type de résultats se vérifie sur l'ensemble des indicateurs de consommation : on observe une faible sensibilité du profil de la consommation en fonction du revenu à la correction par la structure par âge et par sexe de la population. En effet, il semblerait que dans les tranches de revenu les plus basses les personnes très âgées et les jeunes soient sur-représentés : "la sur-consommation" des premiers s'équilibre alors avec la "sous-consommation" des seconds, ce qui explique que les indicateurs de consommation moyenne "bruts" et ceux contrôlés par la structure par âge et sexe soient proches.

### **2.7.2 Les profils de consommation en fonction du revenu ne sont pas modifiés lorsque l'on tient compte de la couverture assurantielle**

Bien sûr, les populations de revenus différents ne se distinguent pas uniquement par leur structure par âge et sexe, mais également, entre autres, par leur couverture en cas de maladie. Dans quelle mesure la consommation des soins de ville des plus démunis peut-elle s'expliquer par le fait qu'ils bénéficient d'une prise en charge moindre de leurs dépenses ?

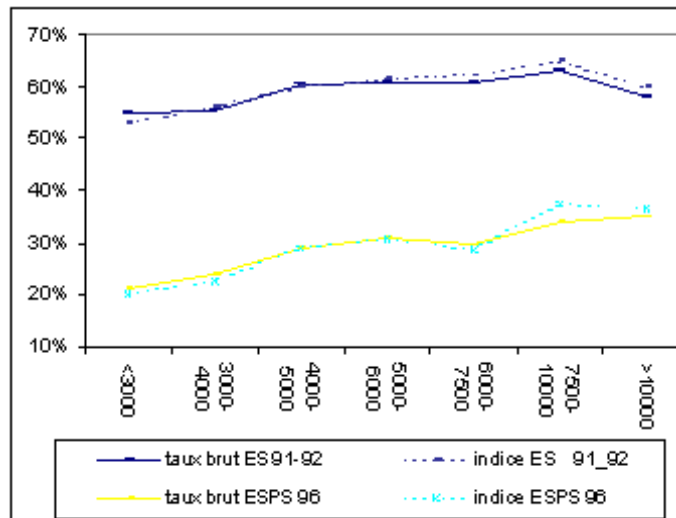


FIG. 2-20: Proportion de consommateurs de soins de médecins dans les enquêtes santé 91-92 et SPS 96 en fonction du revenu : Données brutes et indices à âge et sexe contrôlés

Les indicateurs de consommation à âge, sexe et assurance sont basés sur une répartition de la population en trois catégories en fonction de sa couverture assrantielle :

- Couverture par la sécurité sociale sans prise en charge à 100% (un huitième de l'échantillon)
- Prise en charge à 100% par la sécurité sociale (un huitième de l'échantillon)
- Sécurité sociale et complémentaire, sans prise en charge à 100% par la sécurité sociale (trois quarts de l'échantillon)

Corriger les consommations selon le revenu en fonction de l'âge, du sexe, et de l'assurance ne modifie pas non plus de manière significative le profil de consommation en fonction du revenu. Ceci provient de :

- L'influence du revenu sur la consommation est comparable chez les assurés et les non assurés complémentaires. En d'autres termes, les effets de l'assurance et de revenu s'ajoutent pour expliquer la consommation de soins, sans que l'influence du second ne disparaisse en présence d'assurance.
- Les bas revenus, caractérisés par une plus forte proportion de non assurés complémentaires, sont aussi caractérisés par une plus forte proportion d'individus pris en charge à 100% par la sécurité sociale (principalement car ils souffrent d'une affection de longue durée) : la faible consommation des premiers est compensée par la forte consommation des seconds.

## 2.8 Annexe 3 : les graphiques de consommation en fonction du revenu

Probabilité de consommation et dépenses en volume pour les soins suivant :

- dentiste
- généraliste
- spécialiste
- soins paramédicaux
- analyses médicales
- soins infirmiers
- soins de kinésithérapie
- pharmacie
- hospitalisation

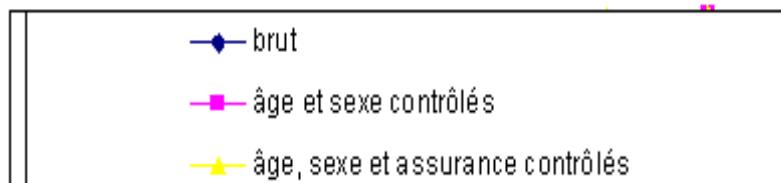


FIG. 2-21: Légende

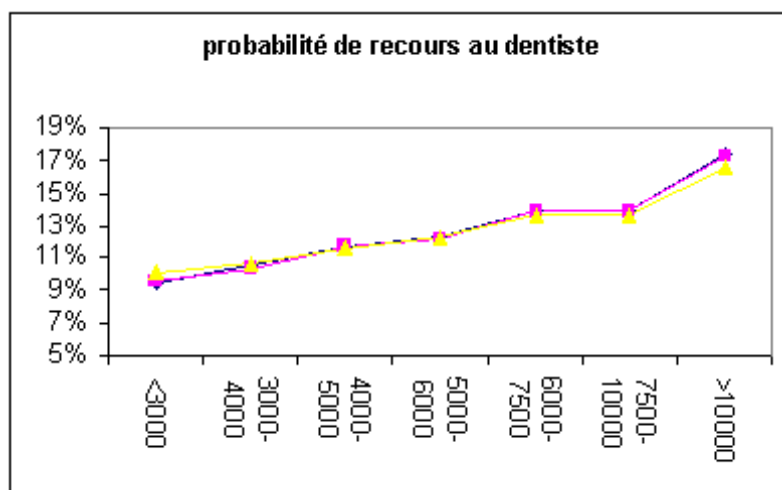


FIG. 2-22:

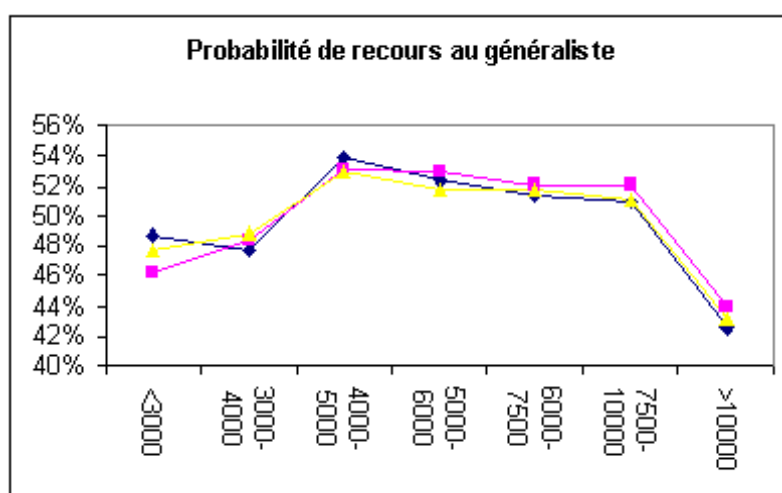


FIG. 2-23:

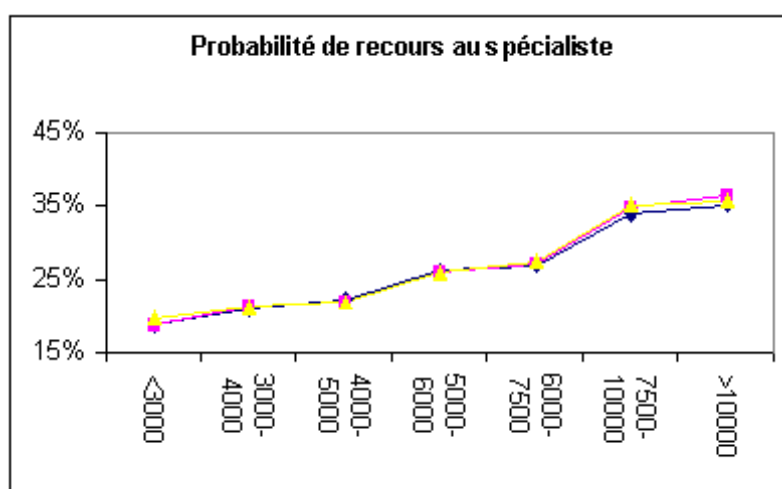


FIG. 2-24:

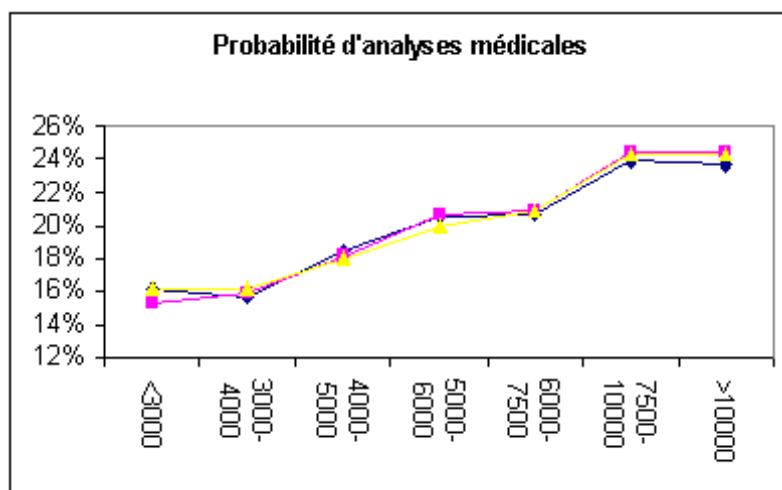


FIG. 2-25:

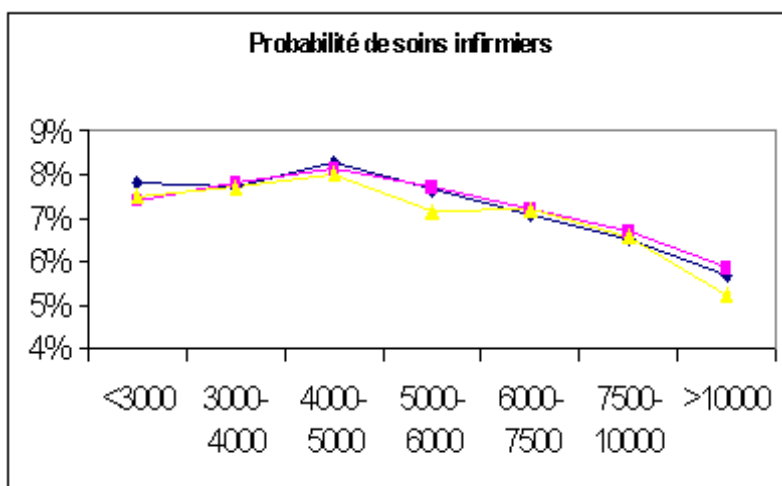


FIG. 2-26:

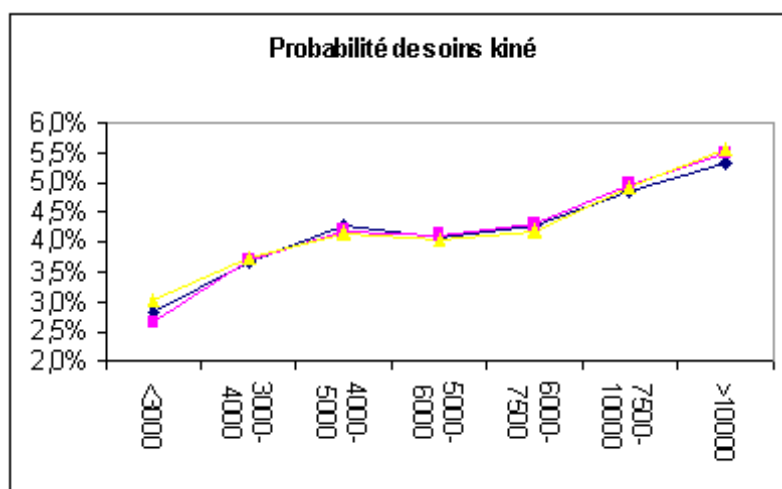


FIG. 2-27:

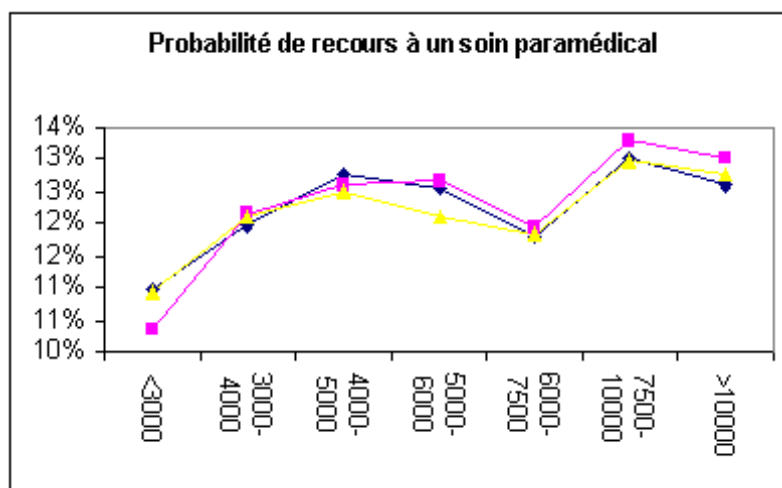


FIG. 2-28:

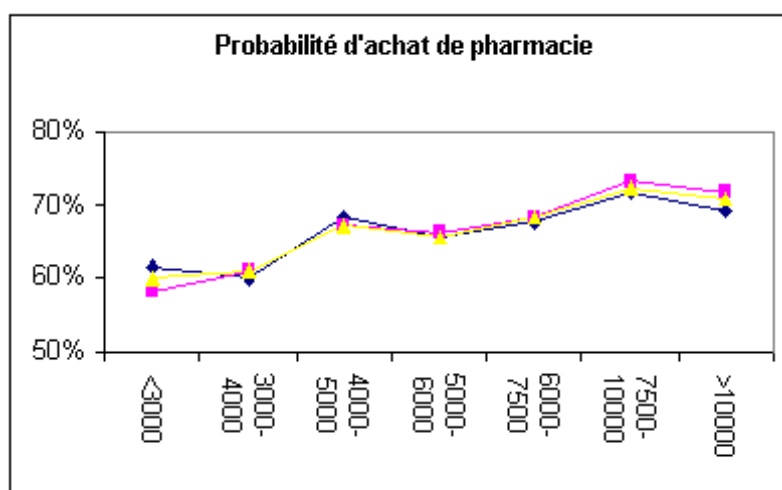


FIG. 2-29:

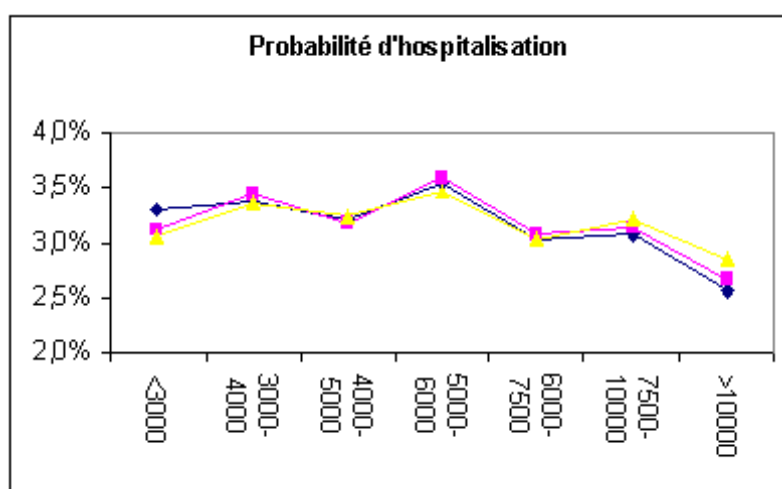


FIG. 2-30:



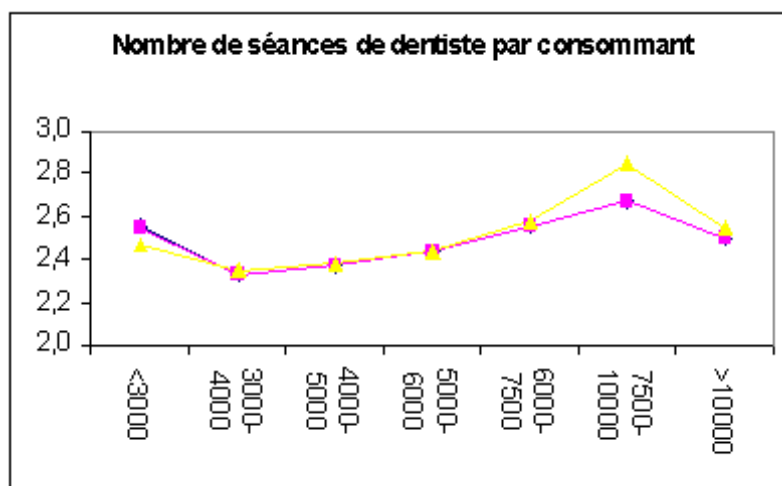


FIG. 2-31:

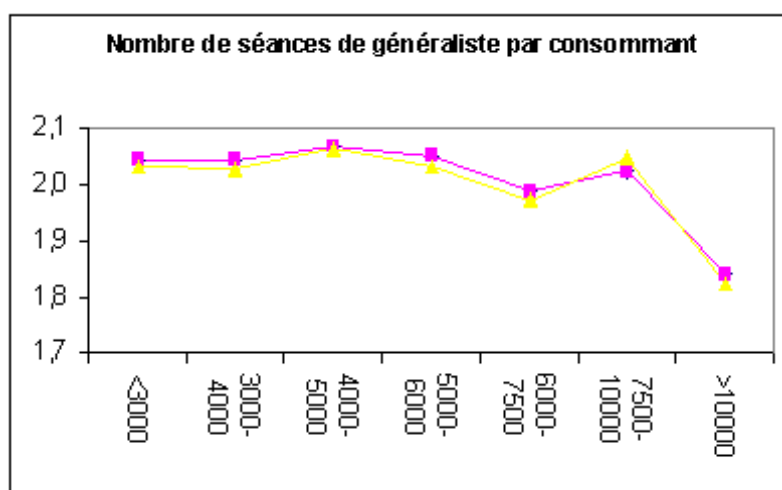


FIG. 2-32:

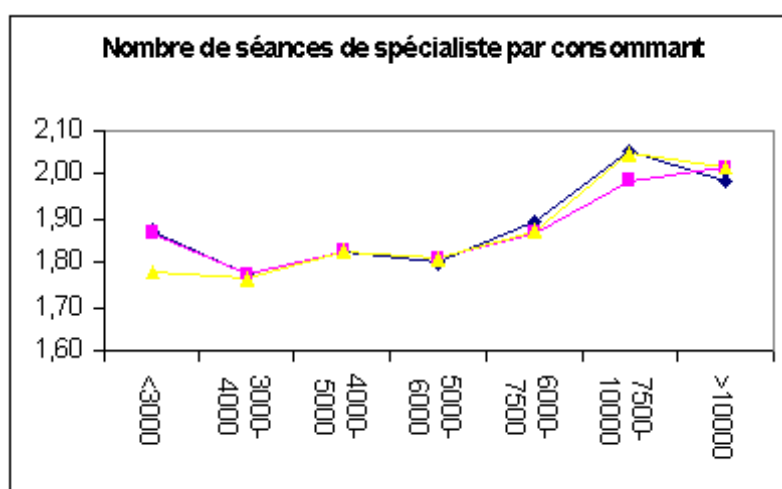


FIG. 2-33:

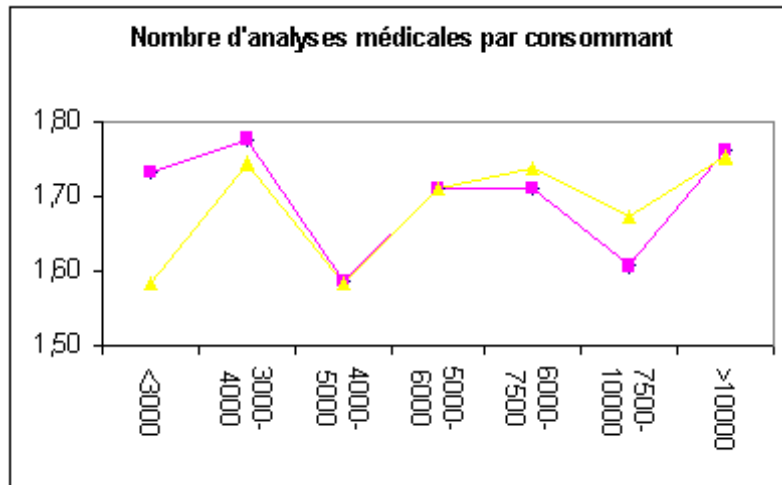


FIG. 2-34:

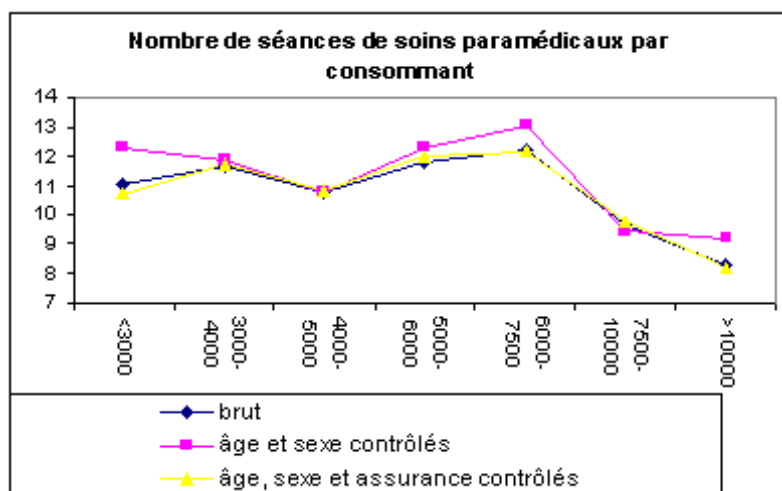


FIG. 2-35:

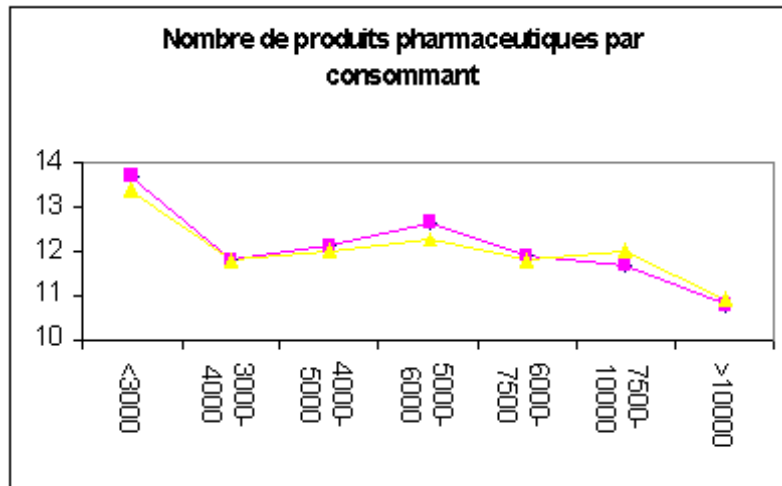


FIG. 2-36:

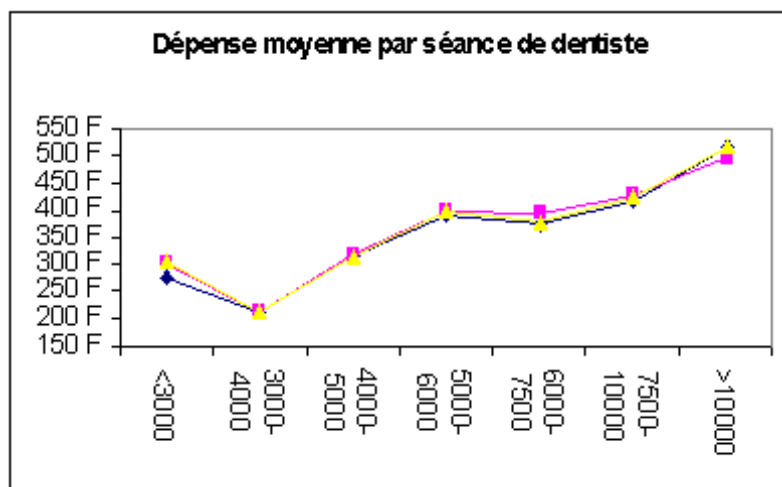


FIG. 2-37:

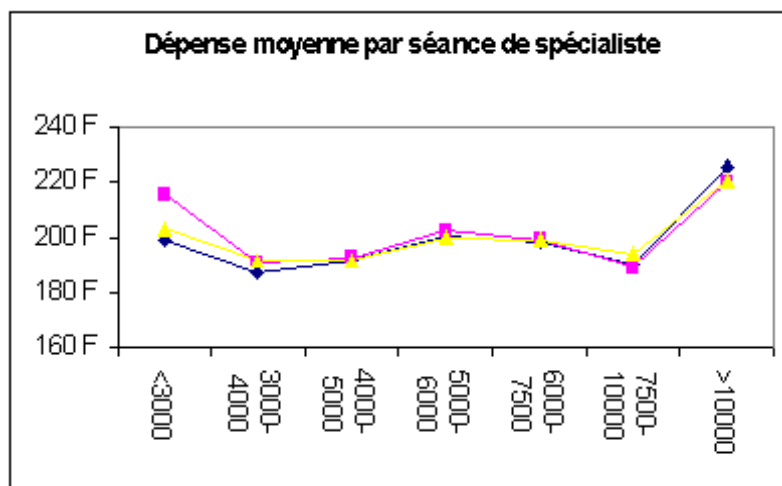


FIG. 2-38:

# Chapitre 3

## Consultation médicale : l'influence du revenu et de l'assurance complémentaire

co-écrit avec Piasser G

### Résumé

Nous analysons l'impact du revenu sur la probabilité d'avoir une consultation médicale à partir de l'Enquête Santé 1991-1992. Nous montrons que l'accès aux soins reste plus difficile pour les personnes ayant un faible revenu même si elles disposent d'une assurance complémentaire. En utilisant les données sur l'état de santé ressenti et sur le risque vital (état de santé calculé par des médecins sur la base des antécédants médicaux et du style de vie), nous montrons que la perception de l'état de santé est liée au revenu, et que les personnes qui ont tendance à sous-estimer leur état de santé ont une plus grande probabilité de consulter un médecin généraliste.

## 3.1 Introduction

### 3.1.1 Motivations et Résultats

Dans le contexte de l'économie de la santé en France, où les problèmes de la croissance des dépenses de santé d'une part, et de l'accès aux soins des plus démunis d'autre part, sont au coeur du débat public, il semble opportun d'étudier l'impact du revenu sur la décision de consulter un médecin. En effet, en première analyse, en l'absence d'assurance complémentaire, c'est-à-dire quand il faut payer le ticket modérateur, on s'attend à ce que le revenu soit un facteur de discrimination dans l'accès aux soins au détriment des plus pauvres, alors que pour les individus qui ont une couverture complète, on s'attend plutôt à un impact faible, voire nul, du revenu dans la décision de consulter.

L'objectif de ce travail est de mettre en évidence cet effet du revenu. Nous nous concentrons sur la probabilité d'avoir au moins une consultation (ou une visite à domicile du médecin) durant la période de l'enquête (source : enquête santé 1991 de l'INSEE), c'est-à-dire trois mois. En effet des études précédentes ont montré que c'était cette variable qui était véritablement pertinente. Genier (1999) montre à partir des mêmes données, que c'est la décision de démarrer un épisode de soin qui relève véritablement de la décision du patient, les consultations suivantes étant plus de l'initiative du médecin que du patient pour un même épisode de soin. Les travaux de la RAND [Manning *et al*, 1987] ont également montré que les individus les moins bien assurés avaient une plus faible probabilité d'engager des frais médicaux, mais une fois le processus de soins enclenché, le niveau d'assurance n'était plus discriminant dans le volume des soins.

Nos résultats ne doivent cependant pas être généralisés au niveau des dépenses totales de santé pour lesquelles l'impact du revenu peut être différent. Néanmoins ils sont pertinents si l'on s'intéresse aux problèmes de décision de premier recours ou de renoncement à des soins qui font partie des problèmes auxquels tente de répondre la Couverture Maladie Universelle (C.M.U.).

L'originalité de la méthode utilisée dans cet article provient des variables de contrôle. En effet, grâce à des données sur l'état de santé perçu par les individus et à des données de risque vital calculées par les médecins du CREDES, nous parvenons à construire une variable de perception psychologique de l'état de santé qui nous signale quels sont les individus qui ont une appréciation de leur état de santé plus mauvaise que l'appréciation qu'ils auraient si, étant donné leur état de santé mesuré de manière objective par le risque vital, ils avaient une appréciation de leur état de santé conforme à la moyenne des individus. Or nous montrons que le revenu intervient dans cette perception (ces individus sous-évaluant leur état de santé par rapport à une évaluation moyenne sont plus nombreux chez les pauvres que chez les riches). Ainsi nos résultats ont d'autant plus de force qu'ils se lisent à "perception psychologique donnée".

Les résultats obtenus indiquent globalement que plus le revenu est élevé, plus la probabilité de consulter un médecin est élevée, ce qui est un résultat auquel on s'attendait a priori. Cependant, quand on rentre dans les détails, on observe de manière paradoxale que l'effet revenu est très marqué pour les individus qui ne payent pas le ticket modérateur (car ils possèdent une couverture complémentaire), alors que pour les individus qui payent ce ticket modérateur, l'effet revenu est négatif à partir d'un certain seuil de revenu. Cet effet négatif n'est plus significatif lorsque l'on contrôle les résultats avec les variables de perception psychologique.

### **3.1.2 Données et études antérieures**

Les données dont nous disposons sont celles de l'Enquête Santé de l'INSEE de 1991, auxquelles s'ajoutent des données sur l'état de santé objectif calculées par les médecins du CREDES.

Le principe de cette enquête est de recueillir le maximum d'information sur les consommations médicales de 11 500 ménages (21 586 personnes) sur une période de trois mois, avec pour objectif de comprendre comment les individus se soignent, c'est-à-dire connaître les types de soins consommés selon les catégories sociales, mettre en évidence les maladies pour lesquelles les individus décident de consulter, et déterminer les motifs de recours à l'hôpital ou à une clinique. Chaque ménage enquêté a été suivi pendant douze semaines, au cours desquelles l'enquêteur a effectué cinq visites espacées de trois semaines. A chacune de ses visites, l'enquêteur relevait un carnet de soins mis à la disposition des ménages afin qu'ils y consignent

pendant trois semaines tous les soins effectués et tous les produits pharmaceutiques achetés. De plus, l'enquêteur vérifiait à chaque visite par des questions appropriées que le carnet avait été scrupuleusement rempli. Ainsi, on peut considérer que les données dont nous disposons sont correctement renseignées.

L'Enquête Santé contient des données précises sur le revenu des ménages. La notion de revenu retenue est celle du revenu mensuel par unité de consommation qui est une pondération du revenu total par la structure du ménage afin de tenir compte des économies d'échelle au sein des ménages.

Pour un sous échantillon de la population totale (7 566 individus), appelé échantillon "kish" dans l'enquête, nous disposons de données supplémentaires : au sein de chaque ménage un individu adulte a été tiré au sort et a répondu à un questionnaire étendu. Parmi ces questions supplémentaires, il était demandé à l'individu en question une appréciation subjective de son état de santé. C'est cette donnée qui nous a permis la construction de la variable de perception psychologique. Ces individus en question sont dénommés "individus kish".

Dans les estimations que nous avons faites nous avons exclu tous les individus bénéficiant d'une couverture à cent pour cent de la sécurité sociale à cause de leur comportement atypique en matière d'assurance et de consommation de soins. En effet, cette exonération a souvent pour cause une affection de longue durée, donc les bénéficiaires sont de très gros consommateurs de soins, mais ils n'ont pas une grande incitation à souscrire à une assurance complémentaire malgré leurs consommations élevées, car toutes les consommations liées à l'affection de longue durée dont ils souffrent ne font l'objet d'aucun paiement de leur part. De même nous avons exclu les individus bénéficiant de l'aide médicale gratuite puisque en 1991 cette mesure n'était que partiellement appliquée et ne concernait donc que très peu de monde dans notre population (environ 0,2% de notre population). Et enfin nous avons exclu tous les individus pour lesquels nous ne disposions pas d'information sur le revenu (environ sept pour cent de la population), ainsi que tous les individus pour lesquels certaines données n'étaient pas renseignées (diplôme, catégorie sociale, sexe,...) ce qui concernait une partie négligeable de la population. Au total nous avons donc une population constituée de 19076 individus dont 7155 individus "kish".

L'Enquête Santé 1991-1992 de l'INSEE a déjà donné lieu à plusieurs études. C'est ainsi que Crety et Wencker (1995) tentent de calculer à partir de ces données la prime actuariellement équitable pour des contrats d'assurance maladie. Ils proposent ensuite une série de mesures dans l'esprit du "plan Juppé" pour lutter contre les conséquences du risque moral.



Eeckhoudt, Cales et Dervaux (1998) estiment les probabilités de souscription d'assurance, de recours aux soins et la demande de prévention. Ils trouvent un léger effet de sélection adverse en comparant les assurés qui ont librement choisi de souscrire une assurance complémentaire et ceux à qui elle est imposée par leur contrat de travail.

Genier (1998) cherche à distinguer et à mesurer l'effet de l'anti-sélection et du risque moral. Les résultats qu'elle obtient ne peuvent lui permettre de rejeter l'hypothèse d'anti-sélection alors que Caussat et Glaude (1993) avaient en utilisant les mêmes méthodes rejeté cette hypothèse à partir des données de l'enquête santé 1980. En régressant les indicateurs de consommation pour différentes populations, Genier (1999) montre que l'influence de la couverture sur la consommation est positive et conclut à la prédominance du risque moral sur la sélection adverse<sup>1</sup>.

## 3.2 Effet du Revenu et Décision de Consulter

### 3.2.1 Méthodologie

Notre premier objectif est d'étudier empiriquement les comportements de consultation d'un médecin (généraliste ou spécialiste) en fonction du revenu, en contrôlant par le type de couverture sociale, l'état de santé et diverses variables socio-démographiques.

D'après les statistiques descriptives présentées dans le chapitre précédent et issues des mêmes données, on constate que l'effet du revenu est non monotone pour les consultations de généraliste, alors qu'il est toujours positif pour les consultations de spécialiste. On peut soupçonner l'existence d'un effet de substitution entre consultation de généraliste et consultation de spécialiste pour les individus d'un revenu élevé. Mais la probabilité de consultation d'un médecin en général (qu'il soit généraliste ou spécialiste) diminue à partir d'une certaine tranche de revenu. Dans tous les cas les très faibles revenus ont une probabilité plus faible de consultation que les revenus élevés. Trois interprétations sont possibles : soit les bas revenus

---

<sup>1</sup>Ces conclusions seraient à notre avis renforcées si les données de l'enquête santé étaient des données de panel. Avec des données de coupe, sauf à faire l'hypothèse que les variables sur l'état de santé sont bien les variables d'anti-sélection, on ne peut distinguer risque moral et sélection adverse. Pourtant cette distinction est fondamentale pour pouvoir déterminer une politique de la santé. (Pour une estimation empirique du risque moral voir Manning *et al* (1987) et Chiappori *et al* (1998)).

ont un meilleur état de santé général, soit il y a un problème d'accès aux soins pour les plus pauvres, soit les personnes avec un revenu élevé surconsomment.

De plus les assurés complémentaires ont une plus forte probabilité de consulter que les personnes qui payent le ticket modérateur. Là aussi deux explications sont possibles.

Premièrement la présence d'aléa moral qui peut prendre deux formes théoriquement très différentes : les individus assurés ont moins d'incitations à faire de la prévention (aléa moral ex-ante), et d'autre part les individus mieux couverts ont tendance, à maladie comparable, à plus consulter que des individus ayant une mauvaise couverture (aléa moral ex-post). Bien qu'il soit difficile de distinguer les deux types empiriquement, l'aléa moral ex-post semble être plus important que l'aléa moral ex-ante.

Deuxièmement le phénomène de sélection adverse dans le choix de la complémentaire. Les personnes qui ont une plus grande probabilité d'être malade et donc de consulter ont tendance à plus s'assurer que les autres.

Comme on ne peut pas distinguer facilement entre les deux effets (au contraire de la RAND qui avait éliminé la sélection adverse en affectant aléatoirement différentes assurances aux individus) on séparera les échantillons selon la couverture dans nos estimations. Nous faisons l'hypothèse que le choix de l'assurance est antérieur à la décision de consulter et que ce choix a été fait avant la période de l'enquête. Puisque la période de l'enquête a été suffisamment courte (3 mois) nous excluons le fait que les individus aient changé d'assurance durant la période d'enquête.

Nous estimons les probabilités de consultation d'un médecin pour trois ensembles d'individus : l'ensemble des individus qui ne disposent que de la couverture de la sécurité sociale, l'ensemble de ceux qui disposent d'une couverture complémentaire, et enfin l'ensemble des individus qui disposent d'une "bonne" couverture complémentaire, c'est-à-dire l'ensemble des individus qui disposent d'une assurance complémentaire ou d'une mutuelle qui, selon leur propre déclaration, prend en charge tous les dépassements d'honoraires (ce troisième échantillon étudié est inclus dans le second).

La décision de consulter au moins une fois le médecin ( $y=1$ ) ou de ne pas consulter ( $y=0$ ) est estimée à partir d'un modèle PROBIT :

$$y = \begin{cases} 1 & \text{si } y^* \geq 0 \\ 0 & \text{si } y^* < 0 \end{cases}$$

où

$$y^* = \beta x + \alpha_1 \log(\text{revenu}) + \alpha_2 \log^2(\text{revenu}) + u$$

avec

$$u \sim N(0; 1)$$

où  $\beta$  est un vecteur de paramètres à estimer et  $x$  un vecteur de variables explicatives parmi lesquelles on retrouve les variables socio-démographiques usuelles, le nombre de maladies prévalentes (le nombre de maladies déclarées au départ de l'enquête santé), l'état de santé objectif. Le revenu est mis sous la forme  $\log(\text{revenu})$  et  $\log^2(\text{revenu})$  pour capturer d'éventuels effets non monotones.

L'effet du revenu sur la probabilité de consulter est donné par l'expression :

$$\alpha_1 \log(\text{revenu}) + \alpha_2 \log^2(\text{revenu})$$

Pour mettre en évidence les effets non monotones du revenu nous avons procédé de la façon suivante :

- Si  $\hat{\alpha}_2$  (estimation du coefficient  $\alpha_2$  par le modèle PROBIT) n'est pas significativement différent de zéro, alors les estimations sont refaites en imposant la contrainte  $\alpha_2 = 0$
- Si  $\hat{\alpha}_1$  et  $\hat{\alpha}_2$  sont tous les deux significativement différents de zéro, alors on calcule le niveau de revenu  $\bar{R}$  (s'il existe) tel que l'effet revenu s'annule :

$$\hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_2 \log \bar{R} = 0$$

$$\Rightarrow \bar{R} = \exp\left(-\frac{\hat{\alpha}_1}{2\hat{\alpha}_2}\right).$$

La population est alors séparée en deux sous-populations : une constituée par les individus dont le revenu est inférieur à  $\bar{R}$  et l'autre par les individus dont le revenu est supérieur à  $\bar{R}$ , et une estimation est refaite sur chacune de ces populations en ne gardant que le terme  $\alpha_1 \log(\text{revenu})$  pour capturer l'effet revenu.

### 3.2.2 Résultats

Tout d'abord, les personnes consultent plus si elles ont un nombre important de maladies prévalentes, ce qui semble logique. De plus les personnes consultent plus si leur indicateur de santé est mauvais (mesuré par le risque vital, qui permet une mesure de l'état de santé d'une manière plus générale que le nombre de maladies qui est plutôt un état de santé du moment) et ceci quel que soit le type de médecin considéré (généraliste, spécialiste, médecin en général) et quel que soit la population considérée (tous types de couverture).

Pour les autres variables explicatives (sauf le revenu, analysé à part) les effets peuvent être significatifs ou pas selon les régressions considérées. Cependant, quelques grandes tendances se dégagent :

- **Effet du niveau de diplôme de la personne référente du ménage<sup>2</sup>** : si la personne référente n'a pas de diplôme, alors la probabilité de consulter un spécialiste sera faible. Inversement, si la personne référente a un diplôme au moins égal au baccalauréat, alors les individus consulteront plus fréquemment un médecin spécialiste. L'effet du diplôme est non significatif pour les consultations du généraliste.
- **Taille de l'agglomération** : les individus habitant une petite ville (unité urbaine de moins de 20 000 habitants) consultent plus fréquemment le médecin généraliste, alors que les parisiens consultent plus fréquemment les médecins spécialistes.
- **Catégorie socioprofessionnelle** : les inactifs n'ayant jamais travaillé ont une plus grande propension à consulter un médecin. Le phénomène est plus marqué pour les généralistes que pour les spécialistes.
- **Etranger** : les étrangers soit consomment moins que les Français, soit n'ont pas une consommation significativement différente de celle des Français (d'origine ou d'adoption).
- **Age** : Les enfants et les personnes âgées ont tendance à plus consulter.

Ces résultats confirment les résultats d'enquêtes précédentes, comme celle de Caussat et Glaude (1993).

Mais l'objet essentiel de ce travail est la mesure de l'effet du revenu sur la probabilité de première consultation.

---

<sup>2</sup>C'est le conjoint masculin dans le cas d'un couple selon la convention choisie par l'INSEE

## Population sans couverture complémentaire

La population qui est sans couverture complémentaire paye le ticket modérateur, on pourrait donc s'attendre à ce que l'effet du revenu sur la probabilité de consulter au moins une fois soit positif.

	$\bar{R}$	$R < \bar{R}$		$R > \bar{R}$
Généraliste	4800	0.125 (1.53)		-0.458*** (7.67)
Spécialiste			0.205*** (9.45)	
Médecin	5500	0.251*** (8.49)		-0.185 (1.08)

**Tableau 2** : Effet du revenu sur la probabilité de consultation

\*\*\* signifie que le coefficient<sup>3</sup> est significatif à 99%.

Cet effet positif est clairement obtenu pour les consultations de spécialiste, mais pour les consultations d'un médecin généraliste, on a au contraire un effet négatif à partir d'un revenu (mensuel et par unité de consommation) de 4800 F.

Une première explication de ce phénomène est la possible substitution des consultations de généraliste par les consultations de spécialistes pour les individus ayant les plus forts revenus. Mais si on considère les consultations de médecin en général (généraliste ou spécialistes) le revenu n'a plus d'effet significatif à partir de 5500 F (mensuel et par unité de consommation)

Le comportement contre-intuitif des individus ayant un revenu supérieur à 4800 F en ce qui concerne les consultations de généraliste peut s'expliquer par l'attitude des individus face au choix de la couverture maladie. Les gens de revenu confortable qui ont choisi de ne pas avoir de complémentaire savent qu'ils consultent rarement le médecin.

## Population avec couverture complémentaire

On considère l'ensemble des individus ayant une couverture complémentaire, sans que l'on distingue entre les différents types de complémentaire, notamment, certaines couvertures ne

---

<sup>3</sup>Le test effectué est un test du chi-2. La statistique de test est donnée entre parenthèses.

remboursent que partiellement le ticket modérateur alors que d'autres prennent en charge les dépassements d'honoraires.

	$\bar{R}$	$R < \bar{R}$		$R > \bar{R}$
Généraliste	6500	0.139*** (10.86)		-0.234*** (15.67)
Spécialiste			0.238*** (81.00)	
Médecin	15000	0.159*** (36.30)		-0.68 (0.391)

**Tableau 3** : Effet du revenu sur la probabilité de consultation

\*\*\* le coefficient est significatif à 99%

La probabilité de consulter un généraliste est croissante avec le revenu jusqu'à 6500F par mois, puis décroissante, alors que cette probabilité est toujours croissante pour les consultations de spécialiste. Là encore l'effet de substitution généraliste/spécialiste peut être une explication à la décroissance de la probabilité de consultation du généraliste : certains assurés complémentaires ne sont au total remboursés que d'une partie du coût des soins et donc ils hésiteront à aller chez le généraliste s'ils pensent que celui-ci les orientera vers un spécialiste.

La probabilité de consulter un médecin en général est croissante avec le revenu pour les individus ayant une assurance complémentaire (jusqu'à 15000 F, mais seuls 2% des individus ayant une complémentaire ont un revenu mensuel supérieur à 15000F). On remarque que cet effet revenu est positif même au delà d'un revenu de 5500F pour les individus ayant une assurance complémentaire alors que l'effet revenu était non significatif à partir de ce seuil pour les individus sans couverture complémentaire. Ce résultat étonnant provient du comportement de consommation atypique des individus n'ayant pas de complémentaire et ayant un revenu moyen ou élevé.

### Population avec une bonne couverture complémentaire

Les individus de cet échantillon déclarent tous que leur couverture complémentaire rembourse l'intégralité des dépassements d'honoraires. Il est vraisemblable que certains ont déclaré cela même si leur couverture ne prend en charge les dépassements que dans la limite d'un plafond. Néanmoins, ce sous-échantillon dispose d'une couverture complémentaire dont la qualité

moyenne est bonne. On s'attend ici à ce que le revenu n'influence pas la probabilité de consulter un médecin puisque tous les frais de consultations sont pris en charge pour ces individus.

	$\bar{R}$	$R < \bar{R}$		$R > \bar{R}$
Généraliste	7500	0.241*** (14.35)		-0.024 (0.03)
Spécialiste			0.333*** (49.13)	
Médecin			0.253*** (49.13)	

**Tableau 4** : Effet du revenu sur la probabilité de consultation

\*\*\* le coefficient est significatif à 99%

Contrairement à ce que l'on pourrait penser, l'effet revenu est positif pour les individus qui ont une assurance complémentaire qui rembourse les éventuels dépassements d'honoraires. Pour les généralistes à partir de 7500F mensuel cet effet est non significativement différent de zéro. Par contre l'effet est toujours positif pour les consultations de spécialiste et de médecin en général.

### 3.3 Perception de l'Etat de Santé

#### 3.3.1 Estimation de l'état de santé objectif par un modèle probit

L'enquête santé comporte beaucoup de données sur les habitudes de vie, les conditions de travail, les problèmes psychologiques, pour une sous population : la population "kish" constituée d'adultes tirés aléatoirement par ménage. Pour cet échantillon "kish" on dispose notamment de l'état de santé subjectif. Nous avons voulu déterminer les facteurs qui influencent la réponse d'un individu.

Pour cela nous avons regroupé les modalités de la variable "état de santé subjectif" en deux grandes modalités qui correspondent à "bonne santé" et "mauvaise santé". A partir de

cette nouvelle variable nous avons procédé à une estimation d'un modèle PROBIT en prenant comme variables explicatives les variables socio démographiques habituelles, le revenu et l'état de santé objectif (risque vital). Ainsi, la valeur prédite par le modèle probit est l'état de santé subjectif (en deux modalités possibles seulement) d'un individu étant donné son état de santé objectif mesuré par le risque vital.

On obtient alors que toutes choses égales par ailleurs, un individu a tendance à se déclarer en meilleure santé :

- si son risque vital est faible (bon état de santé objectif) ;
- s'il est un homme ;
- s'il est artisan, commerçant, chef d'entreprise ou s'il a une profession libérale ;
- s'il a un diplôme équivalent ou supérieur au bac ;
- s'il a un revenu élevé ;

En ce qui concerne l'effet du revenu Kakwani, Wagstaff et van Doorslaer (1997) trouvent le même type de résultat en montrant que la distribution des maladies chroniques est moins inégalitaire que la distribution de l'état de santé perçu, les pauvres sont bien plus malades que les riches mais se sentent encore plus malades.

Ce résultat empirique auquel nous arrivons est plus difficile à expliquer et surprenant. Dans la littérature économique on fait souvent l'hypothèse que les individus les plus "riches" sont aussi ceux qui font le plus attention à leur santé. Sen (1998) prétend qu'il est difficile de se fier aux indicateurs de morbidité pour faire des comparaisons internationales puisque souvent ces indicateurs sont issus de déclarations que font les individus et que les individus les plus pauvres ne font pas attention à leur santé de la même façon que les personnes les plus riches. A l'appui de son argumentation il donne des chiffres montrant que les américains s'estiment en plus mauvaise santé que les habitants de l'Inde rurale. Strauss et Thomas (1996) font état du même type de problème.

L'interprétation de ces résultats doit être extrêmement prudente. Tout d'abord il est possible que la variable "risque vital" ne résume pas à elle seule l'état de santé de l'individu, par exemple Daltroy et al (1999) montrent qu'à niveau d'invalidité donné, la présence d'arthrite chez les personnes âgées change notablement l'autoévaluation des fonctions quotidiennes. On ne peut ranger un tel phénomène du côté des perceptions subjectives et il est probable que la présence d'arthrite dépende du milieu social<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup>Nous remercions un rapporteur anonyme pour cette remarque.



Ces résultats intermédiaires sont importants pour comprendre la décision de consulter, si on pense que quelqu'un qui déclare être en mauvaise santé ira plus volontiers consulter le médecin, alors ce dernier résultat est important pour analyser la relation entre revenu et consultation. Pour bien comprendre les motifs de la décision de consulter il faut tenir compte de "l'effet psychologique" lié à la perception de l'état de santé. Ainsi, dans le cas des individus sans complémentaire, la plus faible consultation du généraliste pour les individus ayant un revenu élevé pourrait s'expliquer par le fait que ces derniers ont une perception de leur état de santé particulièrement biaisée par rapport à la perception de l'ensemble de la population.

### 3.3.2 La variable "psycho"

A partir de l'estimation précédente de l'état de santé subjectif, nous avons défini une variable "psycho" qui prendra la valeur 1 si l'individu sous-évalue son état de santé par rapport à une évaluation moyenne de l'ensemble de l'échantillon (à risque vital donné) et 0 sinon.

La régression précédente nous donne une valeur estimée pour l'évaluation subjective de la santé d'un individu étant données ses caractéristiques. On note  $\hat{s}$  cette variable qui peut prendre deux valeurs :

$$\hat{s} = \begin{cases} 1 & \text{si l'état de santé estimé par la regression est "bon"} \\ 0 & \text{si l'état de santé estimé par la regression est "mauvais"} \end{cases}$$

Nous avons aussi son état de santé tel qu'il l'a déclaré, on note  $s$  cette variable qui peut prendre aussi deux valeurs :

$$s = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu déclare être en bonne santé} \\ 0 & \text{si l'individu déclare être en mauvaise santé} \end{cases}$$

On considère la variable  $\varepsilon$  représentant la différence entre l'état de santé subjectif estimé par la régression et l'état de santé subjectif déclaré par l'individu :

$$\varepsilon = \hat{s} - s = \begin{cases} -1 & \text{si } \hat{s} < s \\ 0 & \text{si } \hat{s} = s \\ 1 & \text{si } \hat{s} > s \end{cases}$$

$\varepsilon$  prend trois modalités :

- $\varepsilon = 1$  l'individu se déclare en mauvaise santé alors que d'après la régression, s'il évaluait sa santé de la même manière que le font en moyenne les autres individus de l'échantillon, il devrait déclarer être en bonne santé : il a un comportement de sous-évaluation de son état de santé.
- $\varepsilon = 0$  comportement "normal". L'évaluation de l'état de santé par l'individu est la même que l'évaluation prédite par la régression.
- $\varepsilon = -1$  l'individu se déclare en bonne santé alors que d'après la régression, il devrait déclarer être en mauvaise santé : il a un comportement de sur-évaluation de son état de santé.

Des résultats intermédiaires révèlent qu'il est pertinent de regrouper les modalités 0 et -1 de la variable  $\varepsilon$ , les comportements de sur-évaluation étant peu nombreux et n'ayant aucune incidence significative en terme de consommation.

On définit donc la variable psycho ainsi :

$$\text{psycho} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon = 1 \\ 0 & \text{si } \varepsilon \in \{-1; 0\} \end{cases}$$

Les estimations Probit de la décision de consulter doivent être refaites en introduisant la variable psycho afin de contrôler les résultats par le biais d'évaluation de l'état de santé des individus. De plus, ce biais d'évaluation de l'état de santé subjectif étant lié au revenu, l'introduction de cette nouvelle variable dans la régression va permettre de mesurer l'effet du revenu sur la propension à consulter en tenant compte de cette sous-estimation plus fréquente de l'état de santé chez les plus pauvres.

### 3.3.3 Décision de consulter

La variable "psycho" est construite à partir de l'échantillon kish (7500 observations) alors que les résultats précédents sur la probabilité de consultation sont obtenus à partir de l'échantillon total (21500 observations). Par conséquent, afin de vérifier l'impact de cette nouvelle variable sur les résultats, nous devons au préalable refaire les mêmes estimations que précédemment sur le sous-échantillon kish. En comparant les effets revenus obtenus sans la variable "psycho" à ceux obtenus avec cette variable, nous pourrions conclure sur la pertinence de ce nouveau contrôle qui n'existe pas à notre connaissance dans la littérature existante.

Les estimations sont effectuées sur la décision de consulter au moins une fois durant l'enquête un médecin généraliste.

	$\bar{R}$	$R < \bar{R}$	$R > \bar{R}$
Sans complémentaire	3400	0.241 (0.75)	-0.310* (2.72)
Avec complémentaire	5900	0.218*** (7.89)	-0.077 (0.86)
Bonne complémentaire	6150	0.308** (5.46)	0.069 (0.18)

**Tableau 5** : Estimations sans la variable psycho.

\* significatif à 90%.

\*\* significatif à 95%.

\*\*\* significatif à 99%.

Par rapport aux estimations faites sur la population totale, on perd un peu de significativité. l'échantillon est plus réduit, l'effet revenu négatif concerne plus d'individus parmi ceux qui n'ont pas de complémentaire ( $R > 3400$ ) et il n'y a pas d'effet revenu négatif significatif pour les individus disposant d'une couverture complémentaire.

Les résultats de l'estimation du modèle probit modélisant la consultation d'un médecin généraliste pour la population kish, en introduisant la variable psycho parmi les variables de contrôle, sont donnés dans le tableau 6. Sont indiqués les coefficients de la variable de revenu et les coefficients de la variable psycho.

Variable		Revenu	Revenu	Psycho	Psycho
	$\bar{R}$	$R < \bar{R}$	$R > \bar{R}$	$R < \bar{R}$	$R > \bar{R}$
Sans complémentaire	3500	0.332 (1.44)	-0.268 (1.87)	0.36** (3.85)	0.33* (3.00)
Avec complémentaire	6700	0.142** (4.58)	-0.155 (2.61)	0.27** (9.9)	0.31*** (14.1)
Bonne complémentaire	6150	0.306** (5.32)	0.086 (0.27)	0.36** (9.46)	0.67*** (21.5)

**Tableau 6** : Estimations avec “Psycho”

\* significatif à 90%

\*\* significatif à 95%

\*\*\* significatif à 99%

Quelque soit la régression considérée, la variable psycho a un coefficient significativement différent de zéro. A chaque fois le signe du coefficient va dans le sens d’une plus grande probabilité de consultation lorsque l’individu sous-estime son état de santé (psycho = 1). Cette variable est donc pertinente pour l’analyse du comportement de consultation.

On constate que pour les échantillons de population avec une couverture complémentaire l’introduction de la variable psycho modifie peu les résultats. Sans la variable psycho l’effet revenu était significatif jusqu’à 5900F mensuels contre 6700F avec la variable psycho. Néanmoins ce changement va dans le sens attendu. Dans la mesure où les personnes qui sous-estiment leur état de santé sont peu représentées dans les revenus élevés, la non prise en compte de la variable psycho atténuait un effet revenu positif (ou accentuait un effet revenu négatif).

Le changement le plus spectaculaire concerne les individus sans couverture complémentaire. Alors que l’effet revenu était négatif à partir de 3400F sans la variable psycho, avec son introduction parmi les variables explicatives, on ne peut plus conclure qu’il existe un effet revenu négatif significatif pour les revenus supérieur à 3500F.

Ce résultat semble montrer qu’une partie du fort effet revenu négatif observé précédemment pour les régressions sur la population totale pour les individus n’ayant pas de couverture complémentaire, peut être expliquée par le fait que les individus ayant un fort revenu et qui décident de ne pas s’assurer ont une appréciation moyenne de leur état de santé différente l’ensemble de la population : la proportion de personnes sous-évaluant son état de santé parmi les personnes aisées sans couverture complémentaire est très basse par rapport à l’ensemble de la population.

La variable psycho pourrait s'interpréter comme une mesure de l'aversion pour le risque. Les individus ayant un revenu faible en moyenne seraient plus averses au risque : en sous-estimant leur état de santé ils tenteraient de se préserver des conséquences de la maladie<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup>Menahem (1998) propose un modèle où la consommation de soins est présentée comme une demande de sécurité.

### 3.4 Discussion et robustesse des résultats

Comme dans toute enquête, on peut contester la validité de la réponse donnée par les individus à la question sur l'évaluation de l'état de santé et aux questions sur leurs consommations médicales. Loftus *et al* (1991) remarquent que les personnes interrogées sur leurs visites médicales ont de sérieux problèmes de mémoire et ne s'en souviennent qu'avec difficulté et de multiples erreurs<sup>6</sup>. Le sérieux de la méthodologie utilisée par les enquêteurs de l'INSEE pour recueillir les données permet de penser que ce type de problème est très fortement atténué, en effet l'utilisation d'un carnet permet de fortement réduire les biais dus à la mémoire. Malgré tout, même si on considérait que les données sur les consultations médicales étaient mal renseignées, le calcul de la probabilité d'avoir une "consultation médicale au moins" atténue les biais qui résulteraient d'un mauvais souvenir du nombre exact de consultations médicales.

En ce qui concerne les données sur l'état de santé perçu, Pedhazur et Schmelkin (1991) évoquent trois types de problèmes liés à ce type de questionnaire où la réponse est l'équivalent d'un chiffre porté sur une échelle. Tout d'abord "l'effet halo" : les individus interrogés hésitent entre deux classes de réponse, autrement dit, il est difficile d'interpréter la signification de la différence entre "bon" et "moyen". Ensuite on observe un biais "vers le centre" : les individus évitent de se situer dans les classes extrêmes. Enfin lorsque la définition de la question est douteuse (par exemple donner une note de 1 à 5 sur la capacité démocratique d'un homme politique) la réponse de l'individu le sera aussi.

En ce qui concerne le troisième type de problème, la question posée par les enquêteurs de l'INSEE est parfaitement claire "Actuellement, compte tenu de votre âge, comment estimez-vous votre état de santé?" et les réponses proposées le sont aussi "Très bien, Bon, Moyen, Médiocre, Franchement mauvais". Les deux autres types de biais possibles sont fortement réduits, puisque pour la régression nous avons regroupé les modalités en deux catégories.

Au final, le fait que dans les régressions la variable "Psycho" soit significative nous laisse penser que les données utilisées sont de qualité. En effet, ce résultat est particulièrement intuitif, les personnes qui sous-évaluent leur état de santé sont aussi celles qui ont le plus de chances de consulter un médecin généraliste.

---

<sup>6</sup>Grandfils *et al* (1996) considèrent que les consommations médicales peuvent être sous-estimées de 10 à 25%.

## 3.5 Conclusion

Dans ce travail, nous montrons que, d'une manière générale, le revenu a un effet positif et significatif sur la probabilité de consulter un médecin, y compris lorsque les individus disposent d'une bonne couverture complémentaire, même si marginalement, on peut trouver des effets revenus négatifs pour des sous-populations particulières (personnes aisées non assurées). Cela laisse penser que des mesures telles que la couverture maladie universelle, si elles sont nécessaires, ne sont pas suffisantes dans une perspective d'égalité d'accès aux soins. En effet il semblerait qu'il existe d'autres freins à l'accès aux soins que le prix des soins lui-même. Les coûts extra-médicaux ne doivent pas être négligés dans le cadre d'une politique d'accès aux soins destinées aux couches de la population les plus démunies.

Par contre le lien entre revenu et santé subjective reste plus mystérieux. En général l'argument consiste à faire remarquer que les individus les plus riches sont aussi ceux qui sont le plus éduqués, et il est logique que les personnes les plus éduqués soient aussi les plus attentives à leur santé. Or dans nos régressions nous contrôlons par rapport au niveau d'éducation (scolaire) des individus. L'effet du revenu que nous trouvons est un effet à niveau d'étude identique. Il serait donc souhaitable de refaire le même type d'étude sur des données plus complètes afin de pouvoir déterminer le lien entre état de santé (objectif et subjectif), revenu, niveau d'éducation et consommation de soins. Une explication possible du lien entre le revenu et la perception psychologique de l'état de santé est la plus grande aversion au risque des individus les moins riches : un symptôme identique peut signifier un risque plus grand pour eux.

Dans une perspective d'accès aux soins des plus démunis, les résultats obtenus dans ce travail ouvrent la voie à une modélisation des comportements de consultation intégrant non seulement les coûts monétaires des soins mais aussi des coûts supplémentaires, monétaires ou non, associés à la consultation ou à la maladie, permettant de trouver une explication éventuelle à l'effet du revenu mis en avant dans cette étude, et pouvant paraître par moment contre-intuitif.

# Bibliographie

- [1] **Cardon J, I. Hendel (1998)** “Asymmetric information in Health insurance : Evidence From the National Medical Expenditure Survey” *mimeo*, Princeton University.
- [2] **Caussat L, M. Glaude (1993)** “Dépenses Médicales et Couverture Sociale” *Economie et Statistique*, 265-270.
- [3] **Chiappori P.A, F. Durand, P. Y. Geoffard (1998)** “Moral Hazard and Demand for Physician Services : First Lessons from a French Natural Experiment” *European Economic Review*, 42, 499-511.
- [4] **Crety L, Wencker A. (1995)** “Frais de Santé : de la Tarification à la maîtrise des Dépenses” Mémoire pour l’Obtention du Diplôme de l’Institut des Acturaires Français, Institut des Acturaires Français.
- [5] **Daltroy L.H, M.G. Larson, H.M. Eaton, C.B. Phillips, M.H. Liang (1999)** “Discrepancies Between Self-Reported and Observed Physical Function in the Eldery : the Influence of Response Shift and other Factors” *Social Science and Medecine*, 48, 87-103.
- [6] **Eeckhoudt L, E. Cales, B. Dervaux (1998)** “Identification des Variables Explicatives du Recours aux Soins en Lien avec les Comportements de Prévention et en Présence de risques Multiples” Recherche effectuée pour la Mission Recherche Expérimentation (MIRE), Université Catholique de Lille.
- [7] **Genier P. (1999)** “Assurance et Recours aux Soins” *Revue Economique*, à paraître.
- [8] **Genier P, N. Grandfils, D. Raynaud (1998)** “Revenus, Assurance et Sante : Le Problème de l’Acces aux Soins des plus Démunis” *Les cahiers du Gratice*, 15, 243-275.
- [9] **Granfils N, P. Le Fur, A. Mizrahi, A. Mizrahi (1996)** “Santé, soins et protection sociale en 1995” Document de travail CREDES n°1162.
- [10] **Kakwani N, A. Wagstaff, E. van Doorslaer (1997)** “Socioeconomic Inequalities in Health : Measurement computation and Statistical Inference” *Journal of Econometrics*, 77, 87-103.



- [11] **Loftus E.F, K.D. Smith, M.R. Klinger, J. Fiedler (1991)** “Memory and Mismemory for Health Events” in ”Questions About Questions” Judith M. Tanur Editor, Russel Sage Foundatin, New York.
- [12] **Manning W.G, J. Newhouse, N. Duan, E.B. Keeler, A. Leibowitz, M.S. Marquis (1987)** “Health Insurance and the Demand for Medical Care : Evidence from a Randomized Experiment” *American Economic Review*, 77(3), 251-277.
- [13] **Menahem G. (1998)** “Demande de soins, Demande de Santé, Demande de Sécurité : Trois Modèles pour la Santé en Economie” *Les cahiers du Gratice*, 15, 277-319.
- [14] **Morniche P. (1995)** “L'accès aux soins : Evolution des inégalités entre 1980 et 1991” *Economie et Statistique*, 282, 3-19.
- [15] **Newhouse J. (1996)** “Free for All ? : Lessons from the Rand Health Insurance Experiment” Harvard University Press.
- [16] **Pedhazur E.J, L. Pedhazur Schmelkin (1991)** “Measurement, Design, and Analysis” Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, Hillsdale, New Jersey.
- [17] **Phelps C, (1992)** “Health Economics” Harper-Collins Publishers Inc, New York.
- [18] **Sen A. (1998)** “Mortality as an Indicator of Economic Success and Failure” *Economic Journal*, 108, 1-25.
- [19] **Strauss J, D. Thomas (1996)** “Measurement and Mismeasurement of Social Indicators” *American Economic Review*, 86, 30-34.

## 3.6 Annexes

### 3.6.1 Statistiques Descriptives : Population Totale

Variable	N	Mean	Min	Max
Généraliste	21 586	0.4941	0	1
Spécialiste	21 586	0.2607	0	1
Médecin	21 586	0.5970	0	1
Mutuelle	21-586	0.8540	0	1
Bonne_Mut	21 586	0.2550	0	1
Ln(Revenu)	19 076	8.5914	6.4171	10.560
Ln <sup>2</sup> (Revenu)	19 076	74.134	41.180	112.29
Age	21 586	37.188	0	100
(Age) <sup>2</sup>	21 586	1 895.4	0	10 000
Age×Femme	21 586	19.821	0	100
Nbr-Maladie	21 586	2.7275	0	19
rv0	20 423	0.415	0	1
rv1	20 423	0.181	0	1
rv2	20 423	0.225	0	1
rv3	20 423	0.154	0	1
rv45	20 423	0.250	0	1
Bac, Bac +2	20 423	0.157	0	1
< Bac	20 423	0.743	0	1
Supérieures	20 423	0.101	0	1
+ 20 000h	20 423	0.404	0	1
- 20 000h	20 423	0.429	0	1
Paris + Banlieu	20 423	0.167	0	1
Français	20 423	0.925	0	1
Naturalisé	20 423	0.016	0	1
Etranger	20 423	0.060	0	1
Couple	20 423	0.205	0	1
Couple + 1 Enfant	20 423	0.173	0	1
Couple + 2 Enfants	20 423	0.227	0	1
Couple + 3 Enfants	20 423	0.169	0	1
Isolé	20 423	0.107	0	1
Autre	20 423	0.119	0	1

### 3.6.2 Statistiques Descriptives : Individus Kish

Variable	N	Mean	Min	Max
Généraliste	7 566	0.5094	0	1
Spécialiste	7 566	0.2703	0	1
Médecin	7 566	0.6109	0	1
Mutuelle	7 566	0.8568	0	1
Bonne-Mut	7 566	0.2414	0	1
ln(Revenu)	7 155	8.6214	6.4171	10.60
ln <sup>2</sup> (Revenu)	7 155	74.647	41.1796	112.29
Age	7 566	45.615	17	95
(Age) <sup>2</sup>	7 566	2 413.7	289	9 025
Age×Femme	7 566	23.965	0	95
Nbr-Maladies	7 566	3.3729	0	18
Psycho	7 566	0.1492	0	1
rv0	7 566	0.267	0	1
rv1	7 566	0.215	0	1
rv2	7 566	0.290	0	1
rv3	7 566	0.195	0	1
rv45	7 566	0.032	0	1
rv345	7 566	0.227	0	1
+ 20 000h	7 566	0.406	0	1
- 20 000h	7 566	0.426	0	1
Paris + Banlieu	7 566	0.168	0	1
Bac, Bac + 2	7 566	0.158	0	1
< Bac	7 566	0.744	0	1
Supérieures	7 566	0.098	0	1
Couple	7 566	0.266	0	1
Couple + 1 Enfant	7 566	0.180	0	1
Couple + 2 Enfants	7 566	0.187	0	1
Couple + 3 Enfants	7 566	0.115	0	1
Isolé	7 566	0.140	0	1
Autre	7 566	0.119	0	1

### 3.6.3 Probabilité de Consultation

	Sécurité Sociale	Complémentaire	100% S.S.
Généraliste	33%	50%	64%
Spécialiste	15%	26%	44%
Médecin	41%	60%	79%

Probabilité de consultation selon le mode d'assurance



# Chapitre 4

## Revenu et décision de consultation médicale

### Résumé

Ce travail présente un modèle simple de choix d'assurance santé avant que l'individu ne connaisse sa probabilité d'être malade, puis de choix de consultation médicale après révélation de l'information sur le risque de maladie. Dans ce modèle, le revenu joue un rôle central dans les décisions des individus, on obtient notamment que les plus riches sont plus nombreux à choisir de s'assurer, mais également que l'effet du revenu sur la décision de consultation, généralement positif, peut éventuellement être négatif pour les individus avec un revenu élevé qui ont choisi de ne pas s'assurer.

## 4.1 Introduction

Deux problématiques différentes guident la réflexion des pouvoirs publics dans le domaine de l'économie de la santé :

- l'accès aux soins des plus démunis. L'instauration de la Couverture Maladie Universelle (2000), en exonérant les pauvres du ticket modérateur et en les dispensant de l'avance des frais, a pour objectif d'améliorer le recours au système de soins de la population défavorisée.

- la maîtrise des dépenses de santé

Un objectif annuel de croissance des dépenses de santé est fixé par le Parlement. Pour l'année 2000, cet objectif était de 2.5%, mais la croissance effective des dépenses s'est élevée à 5.9%, bien au delà du plafond fixé par le législateur. Pour tenter de limiter la croissance de ces dépenses, l'essentiel des mesures prises a pour objectif de réguler l'offre de soins. En effet, les producteurs de soins n'ont aucune incitation financière à limiter leurs prescriptions (les dépenses de médicaments ont augmenté de 11% en 2000). Des mesures d'encadrement des dépenses sont négociées avec les producteurs de soins, qui sont toujours très réticents à accepter de telles solutions. Ainsi, les solutions prévoyant des sanctions financières collectives en cas de dépassement d'un objectif de dépenses préalablement fixé ne sont pratiquement jamais mises en oeuvre.

La réflexion publique se porte plus rarement sur la demande de soins. L'analyse du comportement des demandeurs de soins s'avère pourtant très importante, et sur la base des travaux menés par la RAND aux Etats-Unis dans les années 1970, on peut penser qu'en France, le fait que les assurances complémentaires soient autorisées à rembourser intégralement le ticket modérateur de la Sécurité Sociale contribue à ce que la demande de soins soit très importante. Quant au problème de l'accès aux soins des plus démunis, il faut pour le traiter bien comprendre les déterminants de la demande de soins de ces personnes à faible revenu.

Dans cette perspective, ce travail s'attache à étudier les comportements de choix de recours aux soins en soulignant l'importance du revenu et de l'assurance complémentaire. Dans un cadre théorique simple, le choix de souscrire à une assurance et le choix de consultation sont modélisés, ce qui permet ensuite d'analyser le rôle joué par le revenu dans les décisions prises par les individus. Les résultats empiriques obtenus dans le chapitre précédent, étudiant

les consultations de médecin à partir de l'enquête santé 1991-1992 de l'INSEE, mettent en évidence un effet revenu ne semblant pas trivial. En effet, pour les personnes ne bénéficiant pas d'une couverture complémentaire, au delà d'un revenu médian, l'impact du revenu sur la probabilité de consommation devient nul, voire négatif. Au contraire, pour les bénéficiaires d'une couverture complémentaire, généralement entièrement exonérés du ticket modérateur, l'effet du revenu sur la probabilité de consommation est presque toujours significativement positif, y compris pour les individus déclarant que leur couverture complémentaire prend en charge les dépassements d'honoraires. A priori, on aurait pu penser que l'effet revenu serait toujours positif dans le cas où l'individu n'a pas de couverture complémentaire car il doit payer l'intégralité du ticket modérateur en cas de consultation. Au contraire, pour les individus disposant d'une couverture complémentaire, le coût financier de consultation étant nul, on s'attendrait plutôt à ce que le revenu ne joue aucun rôle dans la décision de consulter.

Pour trouver une explication à l'effet revenu positif pour la population avec couverture complémentaire, on peut remarquer que le coût effectif de la consultation n'est pas, loin s'en faut, le seul élément qui explique la décision de consulter. Il y a bien sûr en premier lieu l'état de santé (du moment et général), mais il est, dans une certaine mesure, contrôlé dans les estimations (avec les variables "nombre de maladies prévalentes" et "risque vital"). La décision de consulter est également influencée par divers facteurs socio-démographiques (âge, sexe, csp, diplôme, ...) qui sont également contrôlés.

D'autres variables, impossibles à collecter dans les enquêtes, pourraient avoir une influence significative sur la probabilité de consultation : coût psychologique de consultation, coût de l'avancement des frais médicaux, coût de transport.

- coût psychologique de consultation : on contrôle mal le niveau d'éducation à la santé en utilisant simplement le niveau d'études en trois modalités (non bac, bac, études supérieures). Or ce sont en général les plus pauvres qui ont un problème culturel d'accès aux soins (voir dossier de presse C.M.U.).
- coût de l'avancement des frais médicaux : pour les personnes ayant une assurance complémentaire mais qui ne bénéficient pas du tiers-payant, il faut avancer les frais médicaux. Or les riches ont plus souvent une assurance avec tiers-payant, et de plus le coût de l'avancement des frais médicaux sera, pour un montant égal, plus lourd à supporter pour une personne à revenu modeste qui peut être obligée de différer la consommation d'un bien pour pouvoir avancer les frais.



- coût de transport : c'est l'exemple type du coût monétaire non remboursable associé à une consultation médicale. Si on suppose que ce coût est indépendant du revenu, alors par la décroissance de l'utilité marginale des agents (hypothèse d'aversion au risque), il est équivalent à une désutilité décroissante dans le revenu. Or, des études montrent qu'en raison du libre choix d'implantation des médecins, la densité médicale est plus élevée dans les régions à revenu élevé (Lambert1985). Ainsi, on peut supposer que la distance domicile-médecin est plus élevée en moyenne pour un revenu plus faible, donc le coût de transport est vraisemblablement non croissant dans le revenu.

Ainsi, l'ensemble de ces raisons pourrait se représenter par une désutilité décroissante dans le revenu<sup>1</sup> associée à la consultation médicale, ce qui pourrait expliquer qu'à assurance donnée, les riches ont une plus grande probabilité de consommation que les pauvres.

Comment expliquer que pour les personnes sans couverture complémentaire et dont le revenu est supérieur à la médiane, l'effet du revenu puisse être négatif sur la probabilité de consulter un médecin. Un élément de réponse est apparu dans le chapitre précédent avec la construction de la variable "psycho", issue des comparaisons des états de santé objectifs et subjectifs des individus. Cette variable séparait les individus en deux modalités : ceux qui avaient une perception négative de leur état de santé (sous-estimation de l'état de santé) et les autres. On obtenait que les individus sous-estimant leur état de santé avaient une plus grande probabilité de consultation et que ces individus étaient sous-représentés dans l'échantillon des individus à revenu élevé sans couverture complémentaire. Ainsi, quand on contrôlait les régressions sur cette variable "psycho", on atténuait fortement l'effet négatif du revenu sur ce sous-échantillon. Donc l'effet inattendu du revenu pour les personnes à revenu élevé ayant choisi de ne pas avoir de couverture complémentaire pourrait s'expliquer par une perception moyenne de leur état de santé différente de la perception moyenne de l'ensemble de la population. En particulier, les personnes les plus aisées sans couverture complémentaire s'estimeraient en très bonne santé, et le choix de ne pas s'assurer serait le résultat de dépenses anticipées très faibles.

Du point de vue de la modélisation, le fait que les gens aient des évaluations différentes d'un risque sanitaire identique peut être représenté par des désutilités de maladie différentes selon les individus. Cela s'interprétera non pas comme une désutilité objective, qui pourrait

---

<sup>1</sup>A contrario, le coût du temps, supposé généralement plus élevé pour les riches, permettrait de justifier l'hypothèse inverse. Mais les personnes avec des revenus élevés privilégient souvent des médecins prenant sur rendez-vous, ce qui limite la perte de temps, et Marty (1998), sur des données suisses, montre que la durée d'une consultation médicale est relativement brève (elle excède rarement dix minutes). De plus, si la distance domicile-médecin est en moyenne plus petite pour les plus riches, alors le temps de transport sera plus réduit.

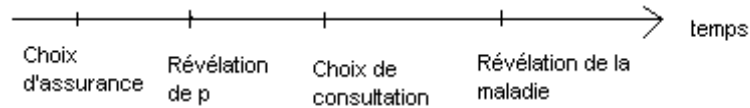


FIG. 4-1: Chronologie

être liée à l'état de santé, mais comme une désutilité subjective que l'agent intégrera dans ses calculs de choix d'assurance et de choix de consultation. En effet, comme les résultats économétriques obtenus dans le chapitre précédent ont été obtenus à état de santé objectif donné<sup>2</sup>, la modélisation supposera que les agents ont tous ex-ante la même santé objective. Ainsi, un individu qui redoute la maladie aura une désutilité de maladie élevée et inversement. Cette désutilité de maladie pourrait aussi s'interpréter comme un facteur de préférence pour les soins médicaux.

## 4.2 Le modèle

Cette section présente le modèle utilisé dans ce travail. Le graphique 1 présente la chronologie des opérations et le graphique 2 détaille le modèle.

- Les agents se caractérisent par le couple (revenu, désutilité de la maladie) représenté par  $(R, M)$ ,  $R \geq 0$ ,  $M \in [\underline{M}, \overline{M}]$  et leurs préférences sont représentées par une fonction d'utilité  $u(x)$  aux propriétés habituelles ( $u' > 0$ , et  $u'' < 0$  représentant l'aversion pour le risque).
- Chaque agent reçoit un signal  $p$  sur son état de santé distribué de façon i.i.d. selon la densité  $h(\cdot)$ . Pour simplifier, on dira que ce signal est la probabilité d'être malade.

---

<sup>2</sup>Etant données les informations disponibles sur l'état de santé. Il serait illusoire de prétendre connaître pour chaque individu son véritable état de santé.

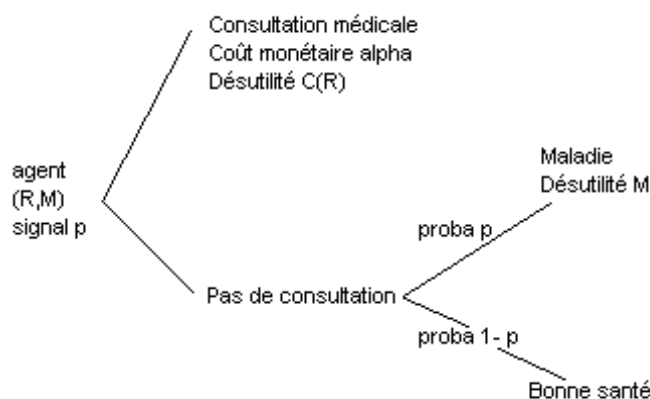


FIG. 4-2: Le modèle

La distribution de  $p$  est la même pour tous les individus. Cette hypothèse s'interprète comme une probabilité de maladie ex-ante (c'est à dire avant que la Nature n'assigne aléatoirement une probabilité à chacun) identique entre tous les individus.

- Avant de recevoir le signal, l'agent a la possibilité de s'assurer contre la perte monétaire subie en cas de consultation du médecin. Soit  $\alpha > 0$  ce coût monétaire de consultation que l'on peut interpréter comme le ticket modérateur que doivent payer par consultation de médecin les individus qui n'ont pas d'assurance complémentaire.
- Le marché de l'assurance est supposé parfaitement compétitif, et les assureurs sont supposés n'observer aucune caractéristique des assurés (hypothèse que l'assureur n'observe ni  $R$  ni  $M$ ). Cette hypothèse se justifie par l'interprétation du paramètre  $M$ , soit une désutilité de maladie propre à chaque agent, ou de manière équivalente une préférence pour les soins. Quant au revenu, dans la réalité, les assureurs peuvent éventuellement le connaître (notamment dans les contrats collectifs d'entreprise), mais cette connaissance se limite généralement au revenu individuel de la personne assurée et les revenus du ménage restent inconnus. C'est pourquoi ce travail fait l'hypothèse que le revenu n'est pas observé. On suppose que la seule assurance possible est une assurance complète. En effet, si une couverture partielle était possible, alors les assureurs pourraient proposer des menus de contrat pour sélectionner les risques ; or ce travail s'attache plutôt à modéliser la demande des consommateurs (de soins et d'assurance), et l'offre est représentée de la manière la plus simplifiée possible. Avec un seul contrat possible et l'absence d'observation des caractéristiques privées des agents par les assureurs, tous les assurés vont payer une prime d'assurance identique.

– Etant donné le signal  $p$  reçu et le choix d'assurance effectué, chaque agent décide s'il consulte :

- s'il consulte, alors il subit la désutilité  $C(R) \geq 0$ , qui est une fonction du revenu.

On suppose  $C(\cdot)$  différentiable. Le prix de la consultation payé par les individus faisant le choix de consulter est  $\alpha$ . Le bénéfice de la consultation est que l'agent ne peut plus être malade. Soit il n'était pas malade et sa consultation a été inutile, soit il était malade et dans ce cas le médecin l'a soigné pour un coût nul et sans que l'agent ne subisse la désutilité de la maladie. Une interprétation possible du modèle est une visite préventive après l'observation d'un signal suspect (par exemple un grain de beauté "anormal"). Le médecin fait son diagnostic et en cas de nécessité soigne sans coût<sup>3</sup> le patient (par exemple enlève le grain de beauté).

- s'il ne consulte pas, alors avec la probabilité  $(1 - p)$  il n'est pas malade et ne subit aucune désutilité, et avec la probabilité  $p$  il est malade et subit la désutilité  $M > 0$ , qui est donc la désutilité en cas de maladie non soignée (du moins non soignée au départ, on pourrait, quand la maladie a atteint un certain seuil de gravité, imaginer des soins tardifs et coûteux, entièrement pris en charge par l'assurance maladie publique, mais cet aspect n'est pas modélisé). Cette désutilité est celle que l'agent intègre dans ses calculs pour faire ses choix, elle ne reflète pas forcément une désutilité objective de maladie liée à un état de santé objectif.  $M$  est l'équivalent d'un facteur de préférence pour les soins, cette préférence pouvant provenir de l'autoévaluation de l'état de santé. Quelqu'un s'imaginant en bonne santé estimera peu dommageables les conséquences de l'apparition d'une maladie, et aura donc un facteur de préférence pour les soins faibles. Inversement, un individu se pensant en mauvaise santé va craindre la maladie, et donc aura une préférence pour les soins élevée.

### 4.3 Choix de consultation à assurance donnée

---

<sup>3</sup>L'hypothèse de coût du soin nul n'est pas indispensable, mais elle permet de ne pas compliquer inutilement le modèle.

Ce type de modèle se résoud par "backward induction", c'est à dire que l'on étudie le problème en commençant par la fin et en remontant le temps. Ici, l'agent doit d'abord décider de s'assurer, puis ensuite seulement il reçoit un signal sur son état de santé qui va le décider à consulter ou non un médecin. On étudie donc d'abord le problème de choix de consultation étant donné le choix d'assurance.

Quel va être le comportement de consultation d'un agent selon qu'il est assuré ou qu'il ne l'est pas ? L'agent va décider s'il consulte ou pas en fonction de la gravité de son état de santé, c'est à dire en fonction du signal  $p$  qu'il reçoit et qui s'interprète comme une probabilité de maladie.

- si l'agent est assuré, il consultera si son espérance d'utilité en cas de consultation, donc en subissant une désutilité de consultation, est supérieure à son espérance d'utilité en l'absence de consultation, c'est à dire en prenant le risque de subir réellement la maladie.

$$\begin{aligned}
 u(R - P) - C(R) &\geq u(R - P) - pM \\
 &\Downarrow \\
 p &\geq \frac{C(R)}{M}
 \end{aligned}$$

où  $P$  est la prime d'assurance.

En cas de désutilité de consultation égale à zéro, tous les assurés choisiraient la consultation.

- si l'agent n'est pas assuré, il consultera si son espérance d'utilité en cas de consultation (il paye le prix de la consultation et subit la désutilité de consultation) est supérieure à son espérance d'utilité sans consultation (risque de maladie).

$$u(R - \alpha) - C(R) \geq u(R) - pM$$

ce qui donne

$$p \geq \frac{u(R) - u(R - \alpha) + C(R)}{M} \geq \frac{C(R)}{M}$$

Donc un agent non assuré a une plus faible probabilité de consultation qu'un agent assuré. En effet, le "seuil d'alerte" du signal au dessus duquel il consulte est plus élevé.

On retrouve ici un résultat intuitif, qui s'apparente dans la littérature à une situation d'aléa moral ex post. Les individus assurés vont consommer plus de soins que les individus non assurés. Dans le modèle, ils auront une plus forte probabilité de consulter le médecin. Même en cas de désutilité de consultation égale à zéro, tous les individus non assurés ne choisissent pas de consulter en raison du prix de la consultation qu'ils devraient payer de leur poche.

## 4.4 Choix d'assurance

On étudie maintenant le choix d'assurance d'un individu, alors qu'il ne connaît pas son risque de maladie, puisqu'il n'a pas encore reçu de signal sur son état de santé, il connaît juste la distribution de ce signal. En supposant que la distribution de ce signal est la même pour tous les individus, on élimine ici un élément de sélection adverse. En effet, si les distributions étaient différentes selon les individus, ceux qui seraient le plus à risque (même en cas d'espérances de probabilités de maladie identiques, des distributions différentes impliqueraient que le risque d'être à haut risque serait différent entre les individus) auraient une plus forte incitation à s'assurer.

L'agent  $(R, M)$  s'assurera si son espérance d'utilité avec assurance est supérieure à son espérance d'utilité sans assurance

- Espérance d'utilité avec assurance, notée  $A$  :

$$A = u(R - P) - E(\min(C(R), pM))$$

où  $E()$  est l'espérance sur  $p$ .

- Espérance d'utilité sans assurance, notée  $N$  :

$$N = E(\max(u(R) - pM, u(R - \alpha) - C(R)))$$

Pour rendre les expressions plus lisibles, il est utile de définir une nouvelle fonction :

$$\Psi(M, x) = E(\min(pM, x))$$

alors on peut réécrire :

$$A = u(R - P) - \Psi(M, C(R))$$

$$N = u(R) - \Psi(M, u(R) - u(R - \alpha) + C(R))$$

L'agent  $(R, M)$  s'assurera si la différence entre l'espérance d'utilité avec assurance et l'espérance d'utilité sans assurance, notée  $\Phi$ , est positive.

$$\Phi(R, M) = A - N \geq 0$$

soit

$$\Phi(R, M) = u(R - P) - u(R) + \Psi(M, u(R) - u(R - \alpha) + C(R)) - \Psi(M, C(R))$$

Cette expression peut s'interpréter comme la propension à s'assurer d'un agent  $(R, M)$ . On peut s'interroger sur l'influence du revenu et de la désutilité de maladie sur cette expression.

Tout d'abord, exprimons la prime d'assurance  $P$  en fonction des paramètres du modèle, en se rappelant l'hypothèse selon laquelle les assureurs n'observent pas le type des agents. Mais on fait l'hypothèse que les assureurs connaissent la distribution de  $(R, M)$  dans la population et sont donc capables de calculer des espérances conditionnelles. On suppose de plus le secteur de l'assurance concurrentiel pour le calcul de la prime (mais le seul contrat possible reste un contrat de pleine assurance). La tarification des assureurs sera donc uniforme, avec une espérance de profit nulle.

La prime d'assurance sera

$$P = \alpha [1 - H(k)]$$

où  $k = E_{R,M} \left[ \frac{C(R)}{M} / \Phi(R, M) > 0 \right]$  et  $H()$  est la cumulative de  $p$  et  $h()$  sa densité, à support sur  $[0,1]$

$1 - H(k)$  est donc la probabilité de consultation moyenne d'un agent sachant que cet agent a choisi de s'assurer.

– Quel est l'effet du revenu sur la propension à s'assurer ?

En faisant le développement limité au premier ordre  $u'(R - \alpha) = u'(R) - \alpha u''(R)$  on obtient que

$$\begin{aligned} \Phi_1(R, M) \cong & -(\alpha u''(R) + C'(R)) \left[ H\left(\frac{u(R) - u(R - \alpha) + C(R)}{M}\right) - H\left(\frac{C(R)}{M}\right) \right] \\ & - \alpha u''(R) \left[ H\left(\frac{C(R)}{M}\right) - H(k) \right] \end{aligned}$$

Cette expression se décompose en deux termes :

- le premier terme est l'effet marginal du revenu sur la propension à s'assurer quand la tarification est actuariellement équitable pour l'agent  $(R, M)$ . Une condition suffisante pour que ce terme soit positif est que la désutilité de consultation soit décroissante dans le revenu, c'est à dire  $C' < 0$ . Mais même si la désutilité de consultation est faiblement croissante avec le revenu alors ce terme sera positif. La condition nécessaire pour que l'effet marginal du revenu sur la propension à s'assurer quand la tarification est actuariellement équitable soit positif est :

$$\forall R \quad C'(R) < -\alpha u''(R)$$

- le second terme est une distorsion due à la tarification. Si la tarification était actuariellement équitable, alors on aurait  $\frac{C(R)}{M} = k$  et cette distorsion serait nulle. Dans ce cas, et sous réserve que la désutilité de consultation ne soit pas très croissante dans le revenu, on aurait un effet total positif. Plus le revenu est élevé, plus la propension à s'assurer augmente.

Mais la tarification n'est pas actuariellement équitable dès que  $(R, M)$  est tel que  $\frac{C(R)}{M}$  différent de  $k$ .

$$\text{cas 1 : } \frac{C(R)}{M} > k$$

Dans ce cas, la distorsion a un impact positif sur l'effet revenu. En effet, la tarification appliquée est dans ce cas supérieure à la tarification actuarielle. Donc l'effet de cette distorsion est une propension à s'assurer plus basse que dans le cas d'une tarification actuarielle. S'assurer est relativement cher pour l'individu  $(R, M)$  et une augmentation du revenu aurait pour effet d'atténuer cet aspect. Un revenu plus élevé permet de rendre cette sur-tarification relativement moins coûteuse.



Ainsi, sous réserve que la désutilité de consultation ne soit pas fortement croissante dans le revenu, l'effet revenu total est positif.

$$\text{cas 2 : } \frac{C(R)}{M} < k$$

Dans ce cas, la distorsion a un impact négatif sur l'effet revenu. En effet, la tarification appliquée est dans ce cas inférieure à la tarification actuarielle. Donc l'effet de cette distorsion est une propension à s'assurer plus élevée que dans le cas d'une tarification actuarielle ; le prix à payer pour s'assurer est relativement bas pour (R,M). Une hausse du revenu rendrait plus bas le gain relatif à s'assurer dans le but de bénéficier de cette sous-tarification.

Quel est l'effet revenu total dans ce cas de figure où deux effets de sens opposés s'ajoutent ?

Si  $C'(R) \geq -\alpha u''(R)$  alors le premier effet est même négatif ou nul et donc l'effet total est négatif.

Mais on a vu dans la partie introductive qu'intuitivement, on pouvait raisonnablement penser que si la désutilité de consultation était liée au revenu, alors cela serait plutôt dans le sens inverse. Cette désutilité devrait plutôt baisser avec le revenu (éducation à la santé, coût de transport, coût de l'avance des frais...).

Supposons alors que  $C(R) = C \quad \forall R$ . Dans ce cas, l'effet revenu total est positif si et seulement si

$$H\left(\frac{u(R) - u(R - \alpha) + C(R)}{M}\right) - H(k) > 0.$$

Cette condition signifie que la probabilité de consultation moyenne des individus qui ont choisi de s'assurer doit être supérieure à la probabilité de consultation de l'individu (R,M) en l'absence d'assurance. Intuitivement, cette condition est vérifiée dans la plupart des cas<sup>4</sup>. Elle est en particulier vérifiée si  $\Phi(R, M) = 0$ . La probabilité de consultation, en l'absence d'assurance, d'un individu indifférent entre s'assurer et ne pas s'assurer, est inférieure à la probabilité moyenne de consultation, en présence d'assurance, des individus ayant choisi de s'assurer. Ce résultat vient, d'une part, du fait que pour tout individu, la probabilité de consultation est supérieure en présence d'assurance, et d'autre part, du fait que ce sont les individus qui anticipent un risque de consultation élevé qui s'assurent, donc la probabilité moyenne de consultation des individus ayant choisi de s'assurer est supérieure à la probabilité de consultation d'un individu assuré indifférent entre s'assurer et ne pas s'assurer.

---

<sup>4</sup>Mais cette condition n'est pas vérifiée par exemple si M est très élevé. Dans ce cas, l'effet revenu peut être négatif, mais c'est de peu d'intérêt car les individus avec un M très élevé choisissent tous l'assurance.

Donc, pour  $\Phi(R, M) = 0$ , une condition suffisante pour que l'effet revenu total soit positif est  $C'(R) \leq 0$ .

- Quel est l'effet de la désutilité de la maladie sur la propension à s'assurer ?

$$\Phi_2(R, M) = \Psi_1(M, u(R) - u(R - \alpha) + C(R)) - \Psi_1(M, C(R))$$

On montre que cette expression est positive en montrant que  $\Psi_1(M, x)$  est croissant en  $x$  :

$$\Psi(M, x) = E(\min(pM, x)) = M \int_0^{x/M} p h(p) dp + x \int_{x/M}^1 h(p) dp$$

$$\Psi_1(M, x) = \int_0^{x/M} p h(p) dp = E(p / p < \frac{x}{M})$$

$$\Psi_{12}(M, x) = \frac{x \cdot h(x/M)}{M^2} > 0 \quad \forall x > 0$$

donc  $\Psi_1(M, x)$  est bien croissant en  $x$

Comme  $\alpha > 0$  et  $u$  croissant, on a  $u(R) - u(R - \alpha) > 0$  et on en déduit :

$$\Phi_2(R, M) \geq 0$$

Quand la désutilité de maladie est forte, les agents ont intérêt à réduire le risque de tomber malade, donc ils anticipent une probabilité de consommation élevée, et choisissent de s'assurer. Donc, une hausse de  $M$  a pour conséquence une hausse de la propension à s'assurer.

- Frontière entre assurance et non assurance

*Hypothèse : la désutilité de consultation est décroissante avec le revenu*

L'équation  $\Phi(R, M) = 0$  définit la frontière entre l'assurance et la non assurance. Elle définit implicitement  $M$  en fonction de  $R$ . Par le théorème des fonctions implicites, on obtient que

$$\frac{dM^*}{dR} = -\frac{\Phi_1(R, M)}{\Phi_2(R, M)} < 0$$

où  $M^*(R)$  est la valeur de  $M$  définie implicitement par l'équation  $\Phi(R, M) = 0$  telle que les agents sont indifférents entre s'assurer et ne pas s'assurer.

$\frac{dM^*}{dR} < 0$  signifie que plus le revenu augmente, plus les agents qui choisissent de s'assurer ont une désutilité moyenne  $M$  faible.

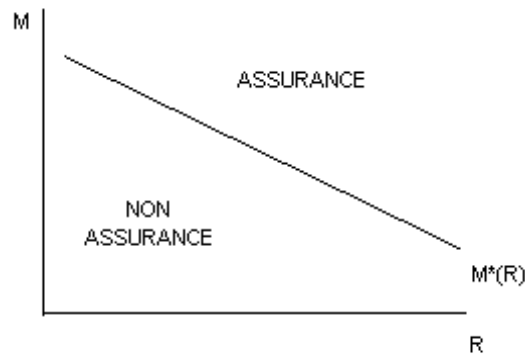


FIG. 4-3: Choix d'assurance

En clair, cela traduit le fait que chez les pauvres, seuls ceux qui ont une désutilité de maladie très forte ( ou une préférence pour les soins très forte, ou une vision pessimiste de leur état de santé, toutes ces interprétations sont possibles) vont s'assurer. Chez les riches, seuls ceux qui ont une désutilité de maladie très faible vont décider de ne pas s'assurer (voir figure 3)

## 4.5 Probabilité de consultation en fonction du revenu étant donné le choix d'assurance

Comment la probabilité de consultation va-t-elle dépendre du revenu, étant donnés les choix d'assurance faits par les individus ?

A ce stade, l'introduction de quelques notations supplémentaires est utile pour la suite :

Soient  $S = \frac{1}{M}$  à valeurs dans  $\left[\frac{1}{\bar{M}}, \frac{1}{\underline{M}}\right]$

$f(R, S)$  la densité jointe de  $(R, S)$

$F_{S/R}$  la cumulative de  $S$  sachant  $R$  et  $f(s/R)$  sa densité

$S^*(R) = \frac{1}{M^*(R)}$  croissant en  $R$

### 4.5.1 Sans assurance complémentaire

L'agent  $(R, M)$  choisit de ne pas s'assurer. Etant donné notre modèle, ceci est équivalent à  $\Phi(R, M) < 0$  ou  $M < M^*(R)$  avec  $\frac{dM^*}{dR} < 0$  (ou  $S > S^*(R)$  avec  $\frac{dS^*}{dR} > 0$ ) sous l'hypothèse  $C' \leq 0$

L'agent  $(R, M)$  sans assurance choisira de consulter si  $p \geq \frac{u(R) - u(R - \alpha) + C(R)}{M} = \bar{p}$

Pour étudier l'effet du revenu sur la probabilité de consultation, il suffit d'étudier l'effet du revenu sur le seuil de probabilité de maladie  $\bar{p}$  au dessus duquel l'agent consultera (on rappelle l'hypothèse de distribution de  $p$  identique entre tous les individus). Quelle est l'influence du revenu sur l'espérance de ce seuil? On décompose cet effet en trois parties

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial R} E(\bar{p}/R, M < M^*(R)) &= \frac{\partial}{\partial R} E(\bar{p}/R, S > S^*(R)) \\ &= [u'(R) - u'(R - \alpha) + C'(R)] \cdot \left[ \frac{1}{1 - F_{S/R}(S^*(R))} \int_{S^*(R)}^{\frac{1}{M}} sf(s/R) ds \right] \\ &+ [u(R) - u(R - \alpha) + C(R)] \cdot \left[ \frac{f(S^*(R)/R) \cdot S'^*(R)}{1 - F_{S/R}(S^*(R))} \left( \int_{S^*(R)}^{\frac{1}{M}} \frac{sf(s/R) ds}{1 - F_{S/R}(S^*(R))} - S^*(R) \right) \right] \\ &+ \frac{1}{1 - F_{S/R}(S^*(R))} \int_{S^*(R)}^{\frac{1}{M}} s \frac{d}{dR} f(s/R) ds \end{aligned}$$

– 1<sup>er</sup> terme : effet marginal direct du revenu. L'effet est négatif car  $u'$  est décroissant (aversion au risque) et  $c' < 0$  (désutilité de consultation décroissante dans le revenu)

L'effet marginal direct du revenu traduit le fait que plus on est riche, plus la perte d'utilité due aux coûts de consultation est faible. En effet, on a fait l'hypothèse de désutilité de consultation décroissante dans le revenu, et de plus, en raison de l'utilité marginale décroissante, payer le montant forfaitaire  $\alpha$  sera plus coûteux en terme d'utilité pour un pauvre que pour un riche. Ainsi, cet effet est négatif sur le "seuil d'alerte"  $\bar{p}$ , c'est à dire que quand le revenu augmente, l'effet marginal direct du revenu conduit à baisser ce seuil, donc à augmenter la probabilité de consultation.

– 2<sup>ème</sup> terme : effet de sélection. L'effet est positif car  $\int_{S^*(R)}^{\frac{1}{M}} \frac{sf(s/R) ds}{1 - F_{S/R}(S^*(R))} - S^*(R) > 0$

L'effet de sélection traduit le fait que plus le revenu est élevé, plus les agents qui ont choisi de ne pas prendre d'assurance, ont en moyenne une désutilité de maladie  $M$  faible, c'est à dire  $S$  élevé ( ou une faible préférence pour les soins, ou une vision optimiste de leur état de santé), donc leur probabilité de consultation diminuera (le seuil d'alerte est plus élevé).

– 3<sup>ième</sup> terme : effet de distribution. La direction de cet effet est indéterminée.

L'effet de distribution traduit le fait que les distributions de  $R$  et de  $M$  peuvent ne pas être indépendantes. Si elles sont indépendantes, alors cet effet est nul. Mais dans le cas contraire, le signe de cet effet va dépendre de la covariance entre  $R$  et  $M$ . Les résultats empiriques obtenus sur l'enquête santé de l'INSEE, font apparaître que les individus qui sous-estiment leur état de santé par rapport à une mesure objective de cet état de santé sont sur-représentés chez les personnes à faible revenu et sous-représentés chez les personnes à revenu élevé. Ceci est un indice d'une corrélation négative entre  $R$  et  $M$ . Dans ce cas, quand le revenu augmente, la désutilité de maladie moyenne diminue, ce qui augmente le seuil d'alerte au dessus duquel il y a consultation, et donc la probabilité de consultation diminue (l'effet dans ce cas va dans le même sens que l'effet de sélection).

Ainsi, le modèle peut permettre d'expliquer les résultats obtenus dans le chapitre précédent sur la probabilité de consultation d'un médecin en fonction du revenu pour les individus qui n'ont pas de couverture complémentaire. L'effet positif du revenu en dessous d'un certain seuil s'explique par un "effet marginal direct" du revenu qui domine les effets de "sélection" et de "distribution", puis l'impact non significatif, voire négatif, du revenu à partir d'un seuil s'explique par un "effet marginal direct" du revenu compensé, voire dominé par les effets de "sélection" et de "distribution". En clair, l'effet revenu contre-intuitif obtenu sur les personnes sans couverture complémentaire et avec un revenu élevé s'expliquerait grâce à ce modèle par le fait que ces individus ont une désutilité de maladie faible, et d'autant plus faible que le revenu augmente, et par le fait qu'au dessus d'un certain seuil de revenu l'effet marginal direct d'une hausse du revenu sur la probabilité de consultation est négligeable, car le coût financier du ticket modérateur est négligeable par rapport au revenu des agents. On peut de plus imaginer une désutilité de consultation décroissante et convexe dans le revenu, si bien qu'une hausse du revenu a moins d'effet sur la désutilité de consultation quand le revenu augmente.

## 4.5.2 Avec une assurance complémentaire

L'agent  $(R, M)$  choisit de s'assurer. Etant donné notre modèle, ceci est équivalent à  $\Phi(R, M) > 0$  ou  $M > M^*(R)$  avec  $\frac{dM^*}{dR} < 0$  (ou  $S < s^*(R)$  avec  $\frac{ds^*}{dR} > 0$ ) sous l'hypothèse  $C' \leq 0$

L'agent  $(R, M)$  avec assurance choisira de consulter si  $p \geq \frac{C(R)}{M} = \bar{p}$

De même que précédemment, pour étudier l'effet du revenu sur la probabilité de consultation, il suffit d'étudier l'effet du revenu sur le seuil de probabilité de maladie  $\bar{p}$  au dessus duquel l'agent consultera. On décompose encore cet effet en trois parties

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial R} E(\bar{p}/R, M > M^*(R)) &= \frac{\partial}{\partial R} E(\bar{p}/R, S < S^*(R)) \\ &= \left\{ C'(R) \frac{1}{F_{S/R}(S^*(R))} \int_{\frac{1}{M}}^{S^*(R)} sf(s/R) ds \right\} \\ &+ \left\{ C(R) \left[ \frac{f(S^*(R)/R) \cdot S'^*(R)}{F_{S/R}(S^*(R))} \left( S^*(R) - \int_{\frac{1}{M}}^{S^*(R)} \frac{sf(s/R) ds}{F_{S/R}(S^*(R))} \right) \right] \right\} \\ &+ \left\{ \frac{1}{F_{S/R}(S^*(R))} \int_{\frac{1}{M}}^{S^*(R)} s \frac{d}{dR} f(s/R) ds \right\} \end{aligned}$$

– 1<sup>er</sup> terme : effet marginal direct du revenu. L'effet est négatif car  $c' < 0$

L'effet marginal direct du revenu qui, dans le cas sans assurance, comprenait deux effets qui allaient dans le même sens (désutilité de consultation décroissante dans le revenu et utilité marginale décroissante dans le revenu rendant moins coûteux en terme d'utilité le paiement du ticket modérateur), ne représente plus que l'effet "désutilité de consultation décroissante dans le revenu" car les agents assurés ne payent pas le ticket modérateur.

– 2<sup>ème</sup> terme : effet de sélection. L'effet est positif car  $S^*(R) - \int_{\frac{1}{M}}^{S^*(R)} \frac{sf(s/R) ds}{F_{S/R}(S^*(R))} > 0$

L'effet de sélection représente le fait que plus le revenu est élevé, plus la désutilité moyenne de maladie sera faible. En effet, chez les revenus modestes, seuls les individus avec un  $M$  élevé ( $S$  faible) choisissent de s'assurer alors que chez les revenus élevés, presque tout le monde s'assure.

– 3<sup>ième</sup> terme : effet distribution. La direction de cet effet est indéterminée.

L'effet de distribution ira dans le même sens que l'effet de sélection

si  $cov(R, M) < 0$ .

Pour les agents ayant choisi de s'assurer, les résultats du chapitre précédent mettaient en évidence un impact positif du revenu sur la probabilité de consultation. Etant donnée la modélisation théorique des comportements choisie ici, cela signifie que les effets de sélection et de distribution sont toujours dominés par l'effet de désutilité de consultation décroissante dans le revenu. Il existe des coûts non assurables associés à la consultation médicale (éducation à la santé, coût de transport, avance des frais...) qui expliquent que même en cas de remboursement total des frais médicaux, les personnes à revenu élevé utilisent plus fréquemment les services médicaux que les personnes les plus démunies.

Ainsi, on peut s'attendre à ce que malgré l'instauration de la C.M.U. (Couverture Maladie Universelle) en faveur des 10% de la population ayant les revenus les plus bas, qui leur assure la gratuité des soins sans avoir à payer une prime d'assurance, des différences de comportement en fonction du revenu persistent. Cependant, il est à noter que la C.M.U. fait bénéficier d'un tiers-payant généralisé, ce qui devrait contribuer à rendre plus égalitaire l'accès aux soins en éliminant une des causes possibles de désutilité de consultation décroissante dans le revenu. Mais d'autres sources de désutilité de consultation plus élevée pour les pauvres pourraient subsister ; les inégalités plus culturelles (éducation à la santé) ne peuvent se résoudre qu'en faisant un plus gros effort d'information, notamment sur la prévention, en faveur des plus démunis, et les inégalités fondées sur les coûts de transport ne peuvent se résoudre qu'en rationalisant la géographie sanitaire, en incitant plus de médecins à s'implanter dans les régions à bas revenu moyen.

## 4.6 Conclusion

Ce travail propose un modèle théorique de comportement de consultation d'un médecin par des agents qui se caractérisent par leur revenu  $R$  et un facteur  $M$  qui est formellement une désutilité de maladie, mais qui peut s'interpréter comme un facteur de préférence pour les soins, ou comme un indicateur d'état de santé subjectif.

Le modèle est un jeu dans lequel les agents vont recevoir une information sur leur probabilité d'être malade et décider ensuite s'ils choisissent ou non de consulter un médecin qui les soignera avec certitude. S'ils décident de consulter, ils doivent payer le coût monétaire de consultation et de plus ils subissent une désutilité de consultation que l'on suppose décroissante dans le revenu. S'ils décident de ne pas consulter mais que la maladie se déclare, ils subissent la désutilité  $M$ .

Les agents ont la possibilité ex-ante d'acheter une assurance (contrat identique pour tout le monde) qui les couvre contre le risque de payer le médecin (décision de consultation) mais qui ne les couvre pas ni contre la désutilité de consultation, ni contre la désutilité de maladie.

Ce modèle permet de donner une dimension théorique à des comportements observés dans les études statistiques des chapitres précédents.

- les personnes à revenu élevé achètent plus souvent une couverture complémentaire que les personnes à faible revenu

- les assurés complémentaires consultent plus souvent le médecin

- le revenu joue un rôle non trivial dans la décision de consulter : le modèle explique pourquoi l'impact du revenu est positif sur la décision de consulter pour les personnes qui, en ayant choisi une assurance, se sont intégralement couvertes contre le risque financier ; et il explique également pourquoi l'effet revenu est nul, voire négatif, pour les personnes à revenu élevé qui sont soumises au risque financier en ayant décidé de ne pas s'assurer.



# Bibliographie

- [1] Lambert D-C "Le mythe de l'équi-redistribution des états de santé" Revue d'Economie Régionale et Urbaine. Colloque de Médiométrie Régionale 1984
- [2] Marty F (1998) "Capacity as a determinant of the supply for physicians services" Discussion paper, University of Berne
- [3] Ministère de la Santé (1999) "Couverture Maladie Universelle" Dossier de presse



# Chapitre 5

## Taxation optimale et fourniture publique de soins

co-écrit avec Piaser G

### Résumé

Nous étudions la possibilité d'utiliser la fourniture publique d'un bien privé (les soins lourds, comme l'hospitalisation) comme instrument de redistribution. Nous montrons que c'est un instrument optimal de redistribution si l'on ajoute une deuxième dimension d'hétérogénéité à un modèle de type Atkinson Stiglitz (1976), avec notamment des préférences séparables entre travail et consommation. Cela permet de généraliser le résultat de Blomquist-Christiansen (1995).

## 5.1 Introduction

Dans tous les pays développés, l'Etat fournit des biens privés, comme c'est souvent le cas pour les soins médicaux ou pour l'éducation. Aujourd'hui, en Europe, il y a un grand débat sur l'efficacité de ces politiques.

En effet, la théorie économique nous apprend que les transferts en nature sont toujours dominés (faiblement) par des transferts monétaires dans un environnement sans asymétrie d'informations. Cette fourniture publique de biens privés est justifiée dans la littérature de deux manières différentes : par les imperfections de la taxation dues aux asymétries d'informations ou par l'économie politique.

L'économie politique nous apprend que même dans un environnement parfait dans lequel on pourrait décentraliser tous les optima de Pareto, et donc dans lequel la fourniture publique de biens privés serait inutile, il est possible que la majorité des individus soit favorable lors d'un vote à une fourniture publique de biens privés. Gouveia (1993) le montre dans un modèle d'économie de la santé. Epple et Romano (1996b) font la même chose dans un modèle plus général.

Ce type d'approche permet d'expliquer pourquoi le gouvernement est amené à fournir des biens privés qui existent également sur des marchés privés comme c'est le cas de l'éducation ou des soins médicaux et en particulier des soins hospitaliers.

Cette partie de la littérature appartient au champ de l'économie positive ou même de la science politique. Nous nous plaçons dans un champ différent de la littérature, l'objectif de ce travail étant de justifier la fourniture publique de biens privés par un pur argument économique d'amélioration du bien-être social. Nous considérons la politique optimale d'un planificateur bienveillant. Dans la littérature, cette approche normative relève de la théorie de la taxation optimale.

Dans un monde d'information parfaite où les taxes sont des transferts forfaitaires ("lump-sum transfers"), les transferts en nature sont inutiles. De plus, même dans un modèle de taxation optimale avec asymétries d'informations sur les productivités marginales du travail (modèles de taxation "à la Mirrlees"), si on fait l'hypothèse que les utilités sont faiblement séparables entre travail et biens de consommation, la taxation indirecte est inutile (Atkinson Stiglitz 1976), de même que les transferts en nature (Cremer Ghavari 1997).

Il y a une abondante littérature concernant les transferts en nature dans des environnements d'information imparfaite. Guesnerie et Roberts (1984) montrent que l'intervention du gouvernement sur les marchés privés, en imposant des contraintes de quantité (quotas) peuvent augmenter le bien-être quand les individus ont une information privée sur leurs propres caractéristiques. Plus tard, Blackorby et Donaldson (1988) considèrent des transferts en nature dans un cadre de sélection adverse et ils montrent qu'ils peuvent permettre d'augmenter le bien-être de l'économie car malgré l'absence d'information publique sur le type des individus, les transferts en nature permettent de révéler de l'information sur leurs caractéristiques. Mais il n'y a pas de taxation optimale dans leur modèle. Beisley et Coate (1991), dans un travail plus proche de l'économie du développement, se concentrent sur la capacité redistributrice de la fourniture publique dans un modèle où le gouvernement n'observe ni le type des individus, ni leurs revenus et ne dispose comme outils de taxation que des transferts forfaitaires.

Munro (1991,1992) munit le gouvernement de l'outil de taxation linéaire optimale et montre que dans un environnement de second rang, la fourniture publique peut augmenter le bien être. Boadway et Marchand (1995) montrent que ce résultat reste valable avec une taxation optimale non linéaire, mais leur résultat est lié à l'absence de taxation indirecte dans leur modèle. Dans ces modèles, le gouvernement n'utilise pas l'intégralité des outils de taxation dont il pourrait disposer (taxation directe non linéaire et taxation indirecte).

Cremer et Ghavari (1997) justifient la fourniture publique d'un bien privé dans un cadre traditionnel de taxation optimale où le gouvernement utilise tous les outils dont il dispose étant données les contraintes informationnelles auxquelles il doit faire face. Ils montrent que les biens complémentaires au travail sont de bons candidats pour une intervention du gouvernement, la fourniture publique permettant de relâcher la contrainte d'autosélection de l'individu le plus productif. En effet, l'individu qui a une forte productivité marginale du travail obtient un salaire élevé pour une unité de travail, et quand il veut se dissimuler en tant qu'individu à faible productivité, il doit avoir un revenu du travail identique aux individus peu productifs (à salaire unitaire bas) car le gouvernement observe les revenus du travail ; pour ce faire, il travaillera donc peu et aura une faible demande pour les biens complémentaires au travail (les fonctions d'utilité des individus ne sont pas séparables entre travail et consommation). Ainsi, quand le gouvernement fournit un bien complémentaire au travail aux individus à faible productivité (en le finançant par la taxation directe), les individus qui se dissimulent reçoivent une trop grande quantité par rapport à ce qu'ils auraient librement acheté sur un marché privé, et la fourniture publique fait donc diminuer leur utilité quand ils se dissimulent, car ils payent cette trop grande quantité à travers la taxation directe. Une fois que la contrainte

d'autosélection n'est plus saturée, le gouvernement peut ajuster sa taxation pour améliorer le bien être social. Bien entendu, pour que cela fonctionne, il doit être impossible de revendre la fourniture publique sur un marché privé.

Blomquist et Christiansen (1995) obtiennent le même type de résultat dans un cadre analogue où la différence provient des hypothèses faites au sujet du bien fourni publiquement. Ils supposent que l'on ne peut pas augmenter sur le marché privé une quantité fournie par le gouvernement, contrairement à Cremer et Ghavari. Dans ce cadre là, la fourniture publique relâche la contrainte d'autosélection même si le bien est un substitut du travail, car l'individu qui se dissimule a une demande de bien différente de celui qu'il imite en raison de leurs quantités de loisir différentes (la fonction d'utilité n'est pas séparable entre travail et consommation). Dans leur travail, ils utilisent seulement la taxation directe, mais leur résultat reste valable si l'on introduit de la taxation indirecte dans leur modèle. Plus récemment (Blomquist et Christiansen, 1998), ils caractérisent les cas dans lesquels le gouvernement doit autoriser des achats complémentaires à la fourniture publique et les cas dans lesquels il doit les interdire.

Dans ces travaux, la forme des fonctions d'utilité est importante. Cremer Ghavari et Blomquist Christiansen supposent que la fonction d'utilité des individus n'est pas séparable entre travail et consommation, c'est à dire que les fonctions de demande de biens vont dépendre de la quantité de travail (ou de manière équivalente de la quantité de loisir). Cette hypothèse est la clef de la démonstration que les transferts en nature améliorent le bien-être social.

Cependant, cette hypothèse de non séparabilité des fonctions d'utilité n'a jamais été clairement vérifiée empiriquement. Au contraire, dans une étude sur le travail des femmes, Browning et Meghir (1991) montrent que la quantité de travail et la demande de biens de consommation sembleraient plutôt indépendantes. Dans cette hypothèse, dans un cadre de taxation optimale à la Mirrlees avec une hétérogénéité unidimensionnelle des individus, la fourniture publique d'un bien privé serait totalement inutile, on ne pourrait pas la justifier en s'appuyant sur un critère d'efficacité économique.

Cette hypothèse de séparabilité a plus été faite pour des raisons techniques que pour représenter la réalité. Elle semble liée à l'hypothèse d'hétérogénéité unidimensionnelle qui a le mérite de faciliter la résolution des modèles mais qui est bien entendu une très grossière approximation de la réalité. Ainsi, Cremer Pestieau et Rochet (1999) en supposant que l'utilité des individus est séparable entre travail et consommation et en ajoutant une deuxième hétérogénéité inobservable dans les caractéristiques individuelles (ils choisissent une dotation initiale en un bien) obtiennent le résultat que la taxation indirecte est une composante essentielle de la taxation optimale d'un gouvernement. Ceci généralise le célèbre résultat de Atkinson

et Stiglitz (1976) qui n'était valable que si les fonctions d'utilité étaient non séparables entre travail et consommation en raison de l'hétérogénéité unidimensionnelle des individus.

Dans ce travail, nous utilisons une version simplifiée du modèle de Cremer, Pestiau et Rochet dans lequel nous introduisons une fourniture publique d'un bien privé. Les individus diffèrent dans deux dimensions : la productivité marginale du travail et une dotation initiale en un bien que l'on interprètera comme une consommation agrégée. Cette dotation initiale peut être vue comme une richesse initiale non observée par le gouvernement. On peut justifier cette hypothèse si l'on considère qu'il est trop coûteux pour le gouvernement de collecter une information exhaustive et fiable sur la richesse de chaque individu. Au contraire, on suppose que le gouvernement n'observe qu'une partie de la richesse de chaque individu, et dans notre modèle, il n'observera ainsi que les revenus du travail de chacun.

On supposera également que le bien fourni par le gouvernement ne peut être revendu sur un marché privé et que l'on ne peut pas non plus augmenter sur le marché privé une dotation publique. C'est pourquoi on peut interpréter plus facilement en terme de qualité plutôt qu'en terme de quantité la fourniture publique. Le gouvernement fournit une unité de bien, ou de manière plus intuitive un service, d'une qualité donnée, cette qualité étant une des qualités possibles proposées par le marché. Ce type d'hypothèse pourrait représenter des soins médicaux comme une hospitalisation, une opération chirurgicale ou des traitements lourds (chimiothérapie par exemple). En effet, il semble difficile d'aller sur le marché privé pour améliorer la qualité fournie par l'Etat pour ce type de soins. Les individus ont le choix entre un hôpital public ou une clinique privée, mais une fois ce choix effectué, il est impossible d'aller dans une autre structure pour améliorer la qualité des soins déjà reçus. De la même manière, ce type d'arguments pourrait s'appliquer à l'éducation (au moins pour les premières années d'études où l'essentiel du travail est fourni dans la classe).

Dans la deuxième section nous présentons le modèle, dans la troisième section nous étudions quelques propriétés de la taxation optimale sans transfert en nature, et dans la quatrième section nous montrons que la fourniture publique de biens privés améliore le bien-être avant de conclure.

## 5.2 Le modèle

Nous considérons une économie dans laquelle il y a un régulateur bienveillant, des individus qui travaillent et consomment, et trois biens :  $x$  et  $y$ , qui sont produits par des firmes qui ont des rendements d'échelles constants, et le travail  $L$ .

$L$  représente la quantité de travail des individus.  $x$  représente un bien que l'on peut inter-préter comme une consommation agrégée.  $y$  est un autre bien, qui ne peut être revendu sur le marché privé quand c'est l'Etat qui le fournit, et dont on ne peut pas non plus augmenter la quantité en cas de fourniture publique. Ce type d'hypothèse ne permet pas de représenter des services médicaux comme les consultations de médecins, car il serait toujours possible d'aller sur le marché privé pour avoir un autre avis médical, mais il peut très bien représenter les hôpitaux publics, dans lesquels l'Etat fournit directement des soins. Dans ce cas, le modèle s'interprète plutôt en terme de qualité, l'Etat offrant une qualité déterminée sur un marché où chaque établissement privé offre sa propre qualité des soins. On suppose que ces deux biens sont vendus sur des marchés concurrentiels. Pour simplifier les notations et sans perte de généralité, nous supposons que toutes les firmes ont un coût marginal de production égal à un. Comme ces biens sont échangés sur des marchés parfaits, leur prix hors taxe est égal à leur coût marginal, soit un. Les salaires des individus seront égaux à leurs productivités marginales.

Nous considérons des individus qui ont une fonction d'utilité identique, séparable<sup>1</sup> entre le travail et la consommation. La fonction d'utilité a la forme suivante :

$$U(x, y) - v(L).$$

Nous supposons que les fonctions  $U$  et  $v$  ont les propriétés usuelles, c'est à dire que :  $v$  est croissante, convexe et dérivable ;  $U$  est croissant en  $x$  et  $y$ , quasi concave et dérivable.

Les individus diffèrent sur leurs productivités marginales du travail  $\omega_k$  ( $k \in \{l, h\}$ ) et sur leurs dotations initiales  $d^j$  ( $j \in \{l, h\}$ ) en bien  $x$ . Nous interprétons cette dotation initiale comme une richesse initiale (qui ne vient pas des revenus du travail). La productivité marginale du travail peut être forte ou faible ( $\omega_l < \omega_h$ ) et les dotations initiales peuvent également être fortes ou faibles ( $d^l < d^h$ ). Ces variables sont une information privée des individus, le gouvernement ne les observe pas.

Ainsi, nous avons quatre types d'individus, ceux avec une forte richesse initiale et une forte productivité marginale, ceux avec une faible richesse initiale et une faible productivité marginale, et deux cas intermédiaires

Nous adoptons les notations suivantes pour caractériser les individus :

---

<sup>1</sup>L'analyse serait exactement la même si nous utilisions des fonctions faiblement séparables.



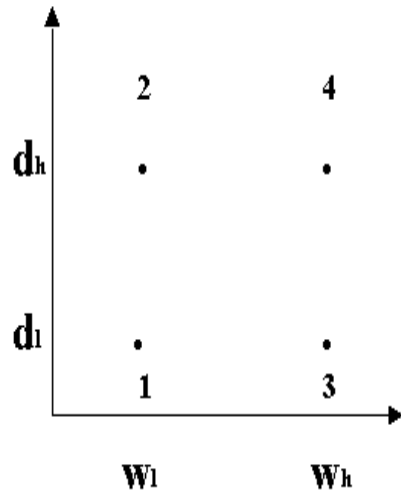


FIG. 5-1: Quatre types d'individus

	$d^l$	$d^h$
$\omega_l$	individu 1	individu 2
$\omega_h$	individu 3	individu 4

L'individu  $i$ , où  $i \in \{1, 2, 3, 4\}$ , est caractérisé par sa productivité marginale  $\omega_i$  et sa dotation initiale  $d^i$ .

Nous avons les relations suivantes :

$$d^1 = d^3 = d^l, \quad d^2 = d^4 = d^h$$

$$\omega_1 = \omega_2 = \omega_l, \quad \omega_3 = \omega_4 = \omega_h$$

Le nombre d'individus  $i$  dans l'économie est noté  $\pi_i$ . Nous normalisons la population totale à 1.

$$\sum \pi_i = 1.$$

Le gouvernement n'observe pas le type des individus, il observe seulement les revenus du travail et les transactions anonymes sur les marchés. Ainsi, les outils de taxation dont il dispose

sont de deux sortes : impôt sur le revenu et taxation indirecte. On considère seulement une taxation indirecte linéaire car le gouvernement observe seulement des transactions anonymes, et donc il ne dispose pas de l'information nécessaire pour imposer une taxation indirecte non linéaire. Par exemple, si deux types d'individus devaient payer une taxe différente pour un même bien, alors rien n'empêcherait l'individu le moins taxé d'acheter le bien à la place du plus taxé et de lui revendre ensuite. La linéarité de la taxation indirecte est donc la conséquence de l'information limitée du gouvernement. Nous donnons en effet au gouvernement le maximum de latitude possible dans sa politique fiscale, qui n'est pas contrainte de manière ad hoc mais seulement pour des raisons informationnelles.

Pour étudier les caractéristiques de la taxation optimale, c'est à dire l'impôt sur le revenu payé par chaque type d'individu et la taxation indirecte pour chaque bien, nous devons caractériser les allocations Pareto efficientes sous les contraintes d'autosélection des individus (Cremer Ghavari 1997). Pour cela, nous utilisons un mécanisme de révélation qui comprend non seulement pour chaque type d'individu  $j$  ( $j = 1$  à  $4$ ) un couple : revenu avant impôt  $Y^j$ , revenu après impôt  $C^j$ , mais aussi un couple de taux de taxation (un taux par bien) qui est le même pour tout le monde et que l'on peut écrire de manière équivalente, en raison de l'hypothèse de coûts marginaux unitaires, comme un vecteur de prix, taxation comprise :  $(p_x, p_y)$ .

Pour aller plus loin, il est nécessaire de considérer le problème d'optimisation d'un individu pour un mécanisme donné  $(C, Y, p_x, p_y)$ . Le mécanisme de révélation détermine les niveaux de consommation individuelle seulement indirectement, à travers les prix. Le mécanisme assigne  $(C^j, Y^j, p_x, p_y)$  à un individu qui se déclare être de type  $j$ . Ensuite, le consommateur dépense son revenu  $C^j$  en achetant des biens  $x$  et  $y$ .

Formellement, le comportement d'un individu  $i$ , étant donné un mécanisme  $(C^j, Y^j, p_x, p_y)$ , se détermine ainsi :

$$\begin{aligned} \max_x \quad & U(x, y) - v(L) \\ \text{s.t.} \quad & p_x x + p_y y = C^j + p_x d^i \\ & Y^j = L\omega_i. \end{aligned}$$

Nous déduisons l'utilité indirecte de cet individu :

$$V(p_x, p_y, C^j + p_x d^i) - v\left(\frac{Y^j}{\omega_i}\right)$$

et ses fonctions de demande :

$$x^{ij} = x(p_x, p_y, C^j + p_x d^i)$$

$$y^{ij} = h(p_x, p_y, C^j + p_x d^i).$$

Pour simplifier, nous utilisons la notation suivante :

$$V(p_x, p_y, C^j + p_x d^i) - v\left(\frac{Y^j}{\omega_i}\right) = V^{ij}$$

**Remarque 1 :** *En raison de la forme particulière des fonctions d'utilité (séparabilité entre travail et consommation), les fonctions de demande ne dépendent pas de la productivité marginale du travail. Par contre, elles dépendent des dotations initiales en bien  $x$ .*

### 5.3 Taxation optimale

**Hypothèse :** *Nous supposons que le gouvernement a une fonction de bien être social rawlsienne : il maximise l'utilité la plus basse.*

C'est une hypothèse traditionnelle dans la littérature sur la taxation optimale, qui caractérise une forte volonté de redistribution de la part du gouvernement. S'il n'y avait pas d'asymétries d'informations, alors la taxation optimale serait telle que chaque individu aurait la même utilité.

Caractérisons la taxation optimale dans le cadre défini (où le gouvernement n'utilise pas encore la redistribution en nature) et voyons une propriété importante de la solution, qui va nous servir dans la partie suivante pour montrer l'impact de la redistribution en nature.

Le gouvernement n'observe pas les types des individus, mais il utilise un mécanisme optimal de révélation afin que les individus choisissent de lui révéler eux mêmes leurs caractéristiques par leurs choix dans le menu  $(C^j, Y^j, p_x, p_y)$  qui leur est proposé ( $j=1$  à  $4$ ).

En raison des contraintes d'incitation (chaque individu doit avoir intérêt à révéler son propre type), l'individu de type 1 aura l'utilité la plus basse dans notre modèle. Donc la

fonction de bien-être social que maximise le gouvernement est tout simplement égale à  $V^{11}$  en raison du choix rawlsien.

Le gouvernement maximise sa fonction objectif sous les contraintes d'incitations et sous sa contrainte budgétaire (où  $G$  représente des dépenses exogènes).

$$\max_{(C^j, Y^j, p_x, p_y)_{j=1,2,3,4}} V^{11}$$

Sous :

$$\forall i \neq j, \quad V^{ii} \geq V^{ij} \quad (i.j)$$

$$\sum_{i=1}^4 \pi_i [(Y^i - C^i) + (p_x - 1)x^{ii} + (p_y - 1)y^{ii}] \geq G \quad (BC)$$

On peut obtenir le lagrangien de ce problème et en déduire les conditions du premier ordre par rapport à  $C_i$  et  $Y_i$  (les conditions du premier ordre par rapport à  $p_x$  et  $p_y$  ne jouent aucun rôle dans notre démonstration) :

$$\forall i \quad \begin{cases} \frac{\partial W}{\partial V^{ii}} \frac{\partial V^{ii}}{\partial C} - \sum_{j \neq i} \mu_{ij} \left( \frac{\partial V^{ij}}{\partial C} - \frac{\partial V^{ii}}{\partial C} \right) - \mu_{BC} \left[ 1 - (p_x - 1) \frac{\partial x^{ii}}{\partial C} - (p_y - 1) \frac{\partial y^{ii}}{\partial C} \right] = 0 \\ \frac{\partial W}{\partial V^{ii}} \frac{\partial V^{ii}}{\partial Y} - \sum_{j \neq i} \mu_{ij} \left( \frac{\partial V^{ij}}{\partial Y} - \frac{\partial V^{ii}}{\partial Y} \right) + \mu_{BC} = 0, \end{cases}$$

où  $\mu_{ij}$  est le multiplicateur de lagrange associé à la contrainte d'incitation  $(i.j)$  et  $\mu_{BC}$  celui associé à la contrainte budgétaire  $(BC)$ .

Le problème est de déterminer quelles sont les contraintes d'incitations qui sont saturées. Dans les modèles traditionnels à hétérogénéité unidimensionnelle, il y a seulement deux contraintes d'autosélection et il est facile de vérifier qu'une seule est saturée, le plus productif étant indifférent entre révéler son propre type et imiter le moins productif. Mais dans notre modèle avec double hétérogénéité, le problème est plus complexe et on ne peut pas déterminer les contraintes qui saturent. Cependant, le critère de choix rawlsien nous permet d'obtenir le résultat suivant :

**Proposition 1** *La taxation optimale est telle que il y a au moins une contrainte d'incitation saturée où un individu avec des dotations initiales en bien  $x$  élevées voudrait imiter un individu avec des dotations initiales en bien  $x$  faibles. Formellement, au moins une de ces contraintes d'incitation est saturée : (2.1), (2.3), (4.1), (4.3). (voir preuve en annexe)*

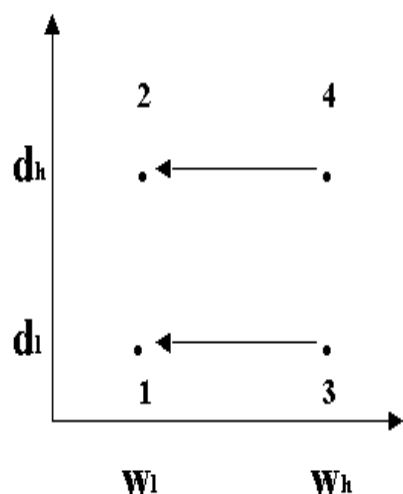


FIG. 5-2: exemple : seules les contraintes (4.2) et (3.1) sont saturées

L'intuition du résultat est très simple. Supposons que nous n'avons pas ce résultat, il est alors facile de voir que ça n'est pas optimal. Supposons par exemple que seulement deux contraintes sont saturées (4.2) et (3.1).

Dans une telle situation, grâce au critère de Rawls, il est possible pour le gouvernement d'augmenter le bien-être social. Il peut augmenter marginalement la taxation directe des individus 2 et 4 de telle sorte que la contrainte d'incitation (4.2) reste vérifiée, et grâce à l'excédent budgétaire qui découle de cette opération, il peut diminuer marginalement la taxation directe des individus 3 et 1 de telle sorte que la contrainte d'incitation (3.1) reste vérifiée de même que la contrainte budgétaire. Toutes les autres contraintes restent non saturées puisqu'on considère seulement des modifications à la marge de la taxation. Ainsi, malgré une diminution de l'utilité des individus de type 2 et 4 le bien être social augmente car l'utilité de l'individu 1 augmente (l'utilité de l'individu 3 augmente aussi pour respecter le mécanisme de révélation, mais cette hausse n'était pas un objectif pour le gouvernement) .

Maintenant, nous savons que la taxation optimale sans fourniture publique de bien privé se caractérise par le fait qu'au moins une catégorie d'individus avec des dotations élevées voudrait se faire passer pour une catégorie d'individus à faibles dotations. Nous allons montrer dans la section suivante qu'une fourniture publique du bien  $y$  permet d'améliorer le bien-être social.

## 5.4 Redistribution en nature

### 5.4.1 Comment la fourniture publique peut-elle améliorer le bien-être : l'intuition

Comme dans la littérature sur la fourniture publique de biens privés présentée en introduction, la fourniture du bien  $y$  par le gouvernement va permettre de relâcher des contraintes d'incitations auxquelles il fait face quand il décide de sa politique fiscale.

Un individu qui se dissimule en choisissant le menu destiné à un autre et cet autre individu n'ont pas la même richesse initiale (non observable), c'est à dire qu'ils n'ont pas le même niveau de dotations en bien  $x$ , donc ils n'ont pas la même fonction de demande en bien  $y$  puisque cette fonction de demande dépend du niveau de dotations initiales en bien  $x$ . Donc, dans un contexte de marché sans intervention publique, ils ne vont pas acheter la même quantité de bien  $y$ . Si le gouvernement pouvait imposer à tous les individus qui ont choisi le même menu de taxation, c'est à dire à tous les individus qui "déclarent" un même type, d'acheter la quantité exacte de bien  $y$  désirée par les individus qui sont réellement de ce type, alors cela serait plus coûteux de se dissimuler. Donc cela relâcherait les contraintes d'autosélection. Mais dans une pure économie de marché, cela est impossible car l'Etat n'observe que des transactions anonymes.

Supposons maintenant que le gouvernement puisse fournir le bien  $y$  que l'on peut toujours se procurer sur le marché. On suppose pour simplifier que le coût de production du secteur public est le même que celui du secteur privé. Une façon d'imposer aux individus qui déclarent être d'un type donné de consommer la quantité de bien  $y$  désirée par les personnes qui rapportent leur vrai type serait de les obliger à acheter à l'Etat cette exacte quantité. Bien sûr, le bien doit avoir quelques caractéristiques : il doit être impossible de le revendre sur le marché privé et il doit être impossible d'aller sur le marché privé pour augmenter la quantité achetée à l'Etat (mais on pourrait néanmoins choisir de ne pas consommer la quantité achetée à l'Etat et aller sur le marché privé acheter le niveau désiré). Sinon, un individu qui ne révèle pas son vrai type ne pourrait pas être contraint par la fourniture publique. Il est plus aisé de comprendre l'intuition si on raisonne non pas en terme de quantité mais en terme de qualité

pour le bien  $y$ . C'est pourquoi nous pensons que des biens comme les soins de santé lourds<sup>2</sup> (nous pensons aux soins en milieu hospitalier essentiellement) peuvent être fournis par l'Etat, ils semblent avoir ce type de caractéristiques.

Obliger les individus à acheter un service à l'Etat ne semble pas très réaliste, cependant, on peut obtenir le même résultat en passant par la taxation directe. En effet, le gouvernement fournirait "gratuitement" le service aux individus qui déclarent être d'un type donné et augmenterait leur taxation directe d'un montant strictement égal à la valeur de marché de la fourniture publique "gratuite". Ainsi, les personnes qui rapportent leur vrai type seraient au final dans une situation strictement identique à la situation sans intervention publique, mais les individus qui cachent leur vrai type seraient punis car la qualité fournie par l'Etat serait différente de la qualité qu'ils auraient librement choisi sur le marché privé. Bien sûr, ils pourraient choisir de ne pas opter pour le service public gratuit et aller sur le marché privé, mais leur punition viendrait alors de la taxation directe à travers laquelle ils financeraient la "gratuité" d'un service public qu'ils n'utiliseraient finalement pas. Donc une telle fourniture publique permettrait de relâcher les contraintes d'incitations correspondant au type d'individus bénéficiant de la fourniture publique.

Dans un modèle avec double hétérogénéité des individus, réussir à relâcher quelques contraintes d'incitations peut ne pas être suffisant pour que le gouvernement puisse ajuster sa structure fiscale de manière à améliorer le bien-être de l'économie. Il faut en effet être particulièrement vigilant en présence de multiples contraintes d'incitations saturées. Dans notre modèle, nous avons quatre types d'individus et donc douze contraintes d'autosélections. La fourniture publique à un type donné d'individus peut être inutile dans certains cas.

Imaginons une situation (avec taxation optimale sans fourniture publique) où les contraintes suivantes sont saturées : tous les types d'individus veulent imiter le type 1, et les types 2 et 4 veulent aussi imiter le type 3, c'est à dire que les contraintes (4.1), (3.1), (2.1), (4.3), (2.3), sont saturées. Une telle situation ne peut en aucun cas être exclue. Dans ce cas, une fourniture publique à l'individu 1 serait insuffisante pour améliorer le bien-être.

Premièrement, il faut remarquer qu'une fourniture publique au type 1 affecterait les types 2 et 4 annonçant être de type 1 car ils préféreraient une qualité de service différente de la qualité proposée (en raison de leur richesse initiale en bien  $x$  différente). Mais cela ne pourrait affecter un type 3 annonçant être de type 1 car ces deux types ont le même niveau (bas) de

---

<sup>2</sup>ou l'éducation, au moins pour l'école primaire où la capacité de travail limitée des enfants implique que le travail supplémentaire en dehors de l'école a peu d'utilité.

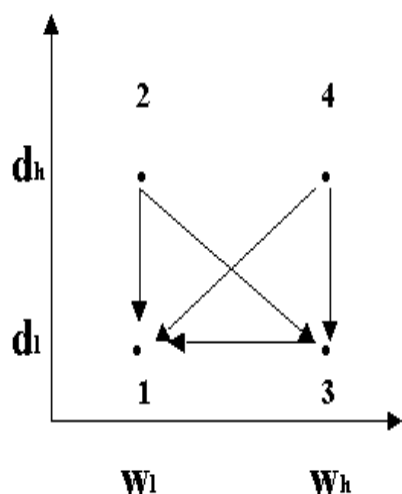


FIG. 5-3: exemple : les contraintes (4.1), (3.1), (2.1), (4.3) et (2.3) sont saturées.

richesse initiale ; la seule différence entre eux viendrait donc de la quantité de travail effectuée (plus élevée pour un vrai type 1 pour un même niveau final de revenu du travail). Mais dans la fonction de demande, la quantité de travail n'intervient pas, donc ils auraient la même demande en bien  $y$  et la qualité de service fournie par l'Etat au type 1 serait exactement égale à la qualité désirée par un type 3 se faisant passer pour un type 1.

Dans un tel cas de figure, la fourniture publique au type 1 ne permettrait donc de relâcher que les contraintes d'incitations (4.1) et (2.1) et nous allons voir qu'en raison des autres contraintes d'incitations restant saturées, il serait impossible pour l'Etat de modifier sa taxation pour améliorer le bien-être. Supposons que l'Etat profite du fait que la fourniture publique relâche (4.1) et (2.1) pour baisser marginalement la taxation directe du type 1. Alors dans ce cas les contraintes (4.1) et (2.1) seraient vérifiées mais pas la contrainte (3.1) qui était saturée avant modification de la taxation. Pour empêcher tous les individus de type 3 d'annoncer être de type 1 il faut également baisser marginalement la taxation directe du type 3 de manière respecter (3.1). Mais dans ce cas les contraintes (4.3) et (2.3) qui étaient saturées avant cette dernière modification de la taxation ne sont plus vérifiées. Pour empêcher tous les types 2 et 4 d'annoncer être de type 3, il faudrait aussi baisser marginalement leur taxation directe. Ainsi, pour améliorer l'utilité du type 1 et préserver le mécanisme révélateur, il faudrait baisser les impôts de tous les individus de l'économie, ce qui serait incompatible avec le respect de la contrainte budgétaire du gouvernement qui avant toutes ces modifications était déjà saturée puisqu'on partait d'une situation de taxation optimale (sans fourniture publique).



La fourniture publique au type 1 ne permet donc pas d'améliorer le bien-être de l'économie car l'Etat ne peut pas ajuster sa taxation. Cependant, si l'Etat fournit non seulement le type 1 mais aussi le type 3 alors dans ce cas, il pourra modifier sa taxation et améliorer l'utilité du type 1, donc améliorer le bien-être de l'économie. En effet, supposons qu'il fournisse "gratuitement" au type 1 la qualité qu'il aurait choisie sur le marché privé et qu'il finance cette fourniture par une augmentation de l'impôt payé par le type 1 d'un montant égal à la valeur de marché du service fourni. Supposons qu'il fasse de même pour le type 3 (la qualité servie étant donc différente de la qualité servie au type 1). Dans ce cas, par rapport à une situation sans intervention publique, les utilités des types 1 et 3 restent strictement inchangées, et la contrainte budgétaire du gouvernement reste vérifiée (il reçoit plus d'impôts directs et moins d'impôts indirects des types 1 et 3). Ainsi, toutes les contraintes d'incitations empêchant les individus à fortes dotations initiales (2 et 4) de se faire passer pour des individus à faibles dotations initiales (1 et 3) vont être relâchées, pour les mêmes raisons décrites plus haut. A ce point, l'Etat va pouvoir modifier sa taxation de manière à augmenter l'utilité du type 1 tout en préservant le mécanisme révélateur. Il peut diminuer marginalement la taxation directe des types 1 et 3 de telle sorte que les contraintes d'incitation entre ces deux types restent vérifiées, et financer cette baisse par une hausse marginale de la taxation directe des individus 2 et 4, en étant désormais certain de respecter les contraintes d'incitations entre respectivement les types 1 et 3 et les types 2 et 4 puisqu'aucune de ces contraintes n'était saturée en raison de la fourniture publique aux types 1 et 3.

Un aspect de cette approche pourrait gêner. Dans le but d'augmenter le bien-être de l'économie, l'Etat devrait proposer une qualité basse<sup>3</sup> de service public aux pauvres (type 1) et une meilleure qualité à une partie plus riche de la population (type 3)! En fait, l'Etat pourrait ne proposer qu'une seule qualité, la basse, et permettre d'acheter (au prix du marché) une amélioration de la qualité à l'intérieur du service public. Il faudrait toujours que les individus ne puissent pas aller sur le marché privé améliorer la qualité du service public (en raison des caractéristiques du service fourni), mais à l'intérieur du service public, une amélioration serait possible. Bien entendu, si à l'intérieur du service public on pouvait atteindre la qualité que l'on souhaite, quelle qu'elle soit, alors la fourniture publique ne pourrait plus contraindre les individus qui cachent leur type. Donc un seul autre niveau de qualité devrait être possible, et ce serait bien sûr le niveau désiré par les individus de type 3 dans notre modèle. Ainsi les

---

<sup>3</sup>Si on suppose que le bien fourni n'est pas un bien inférieur. Dans le cas contraire, ce serait la qualité destinée au type 3 la plus basse.

individus de type 1 choisiraient de ne pas payer pour améliorer la qualité de base du service public alors que les individus de type 3 préféreraient payer pour atteindre le niveau de qualité qu'ils auraient librement choisi sur un marché privé<sup>4</sup>. Les types 2 et 4 n'auraient aucun intérêt à imiter 1 et 3 car les niveaux de qualité proposés par le service public seraient toujours différents de ce qu'ils souhaiteraient acheter sur un marché privé.

Les caractéristiques de la fourniture de soins hospitaliers dans le système français semblent se rapprocher des caractéristiques du service public que l'on vient d'évoquer. En effet, les patients peuvent choisir entre une clinique privée de la qualité souhaitée mais qui peut pratiquer des dépassements élevés du tarif de la Sécurité Sociale et l'hôpital public dont la qualité de service est en général plutôt basse<sup>5</sup>. Cependant, le système français a la particularité d'autoriser un secteur privé à l'intérieur de l'hôpital public. Les personnes qui choisissent le secteur privé à l'hôpital public peuvent ainsi atteindre une qualité plus élevée que la qualité publique de base (par exemple, le médecin traitant passera plus de temps avec le patient) mais ne peuvent quand même pas choisir n'importe quel niveau de qualité puisqu'elles sont contraintes par le fait qu'elles doivent être hospitalisées dans les murs de l'hôpital public avec toutes les restrictions de qualité que cela peut impliquer (par exemple manque de chaleur humaine dû au gigantisme du service, chambre commune avec d'autres malades, ou toute autre restriction de cet ordre comme la qualité médiocre des repas...)

## 5.4.2 Formalisation

### Fourniture publique et contraintes d'incitations

Considérons la contrainte d'incitation saturée  $(i,j)$ .

$$V(p_x, p_y, C^i + p_x d^i) - v\left(\frac{Y^i}{\omega_i}\right) = V(p_x, p_y, C^j + p_x d^i) - v\left(\frac{Y^j}{\omega_i}\right). \quad (i,j)$$

---

<sup>4</sup>Si le bien est inférieur, c'est le type 1 qui paye pour améliorer la qualité de base, qui est celle désirée par le type 3.

<sup>5</sup>Ce n'est évidemment pas le cas pour des problèmes de santé particuliers où les seules compétences disponibles sont à l'hôpital public. Nous pensons ici aux soins pour lesquels le patient a le choix entre le public et le privé, comme par exemple un accouchement sans danger à priori après une grossesse normale.

On peut la noter :

$$V^{ii} = V^{ij}$$

Cette contrainte est écrite en terme d'utilité indirecte, nous notons  $y^{ij}$  la qualité choisie par un individu  $i$ , et  $V^{ij}$  son utilité, quand il déclare être un individu de type  $j$  et est donc soumis à la taxation  $(C^j, Y^j)$  correspondant au revenu avant impôt et après impôt de l'individu de type  $j$ .

Nous allons montrer que le gouvernement peut relâcher cette contrainte en fournissant le bien  $y$  à l'individu  $j$ . Supposons que le gouvernement donne à  $j$  une qualité  $y^{jj}$ , et finance cette fourniture publique par une hausse de l'impôt direct payé par  $j$  d'un montant  $p_y y^{jj}$ , de telle sorte que l'opération soit totalement neutre pour l'individu  $j$ .

- si  $y^{jj}$  différent de  $y^{ij}$  alors l'utilité de l'individu  $i$ , quand il imite l'individu  $j$ , diminue : soit il continue à choisir la qualité qu'il désire sur le marché privé et son utilité diminue car il paie plus de taxes, soit il consomme la qualité  $y^{jj}$  qui est payée exactement sa valeur de marché par le biais de la taxation directe des individus annonçant être de type  $j$ , mais il ne consomme alors pas sa qualité préférée  $y^{ij}$ , et son utilité diminue :

$$V_P^{ij} < V^{ij}.$$

(où  $V_P^{ij}$  est l'utilité de l'individu  $i$  qui imite un individu  $j$  quand il y a fourniture publique de l'Etat).

Nous avons  $V^{ii} = V^{ij}$  (contrainte d'incitation saturée sans fourniture publique), et nous avons  $V_P^{ii} = V^{ii}$  (l'utilité du type  $i$  n'est pas affectée par la fourniture publique quand il choisit de révéler son vrai type). Donc  $V_P^{ij} < V_P^{ii}$ . La contrainte d'incitation n'est plus saturée.

- si  $y^{jj} = y^{ij}$ , alors l'utilité d'un individu  $i$  qui imite un individu  $j$  reste inchangée, la contrainte d'incitation est toujours saturée, la fourniture publique est sans effet.

Cependant, en utilisant la remarque 1, on peut facilement déterminer les cas où  $y^{jj}$  différent de  $y^{ij}$ , et où  $y^{jj} = y^{ij}$  :

- si  $d_i = d_j$ , alors  $y^{jj} = y^{ij}$ . En effet, un individu  $j$  et un individu  $i$  qui choisissent  $(C^j, Y^j)$  ont le même revenu après impôt  $C^j$  et les mêmes dotations initiales. Ils diffèrent

seulement par leur quantité de travail. Mais comme les utilités sont séparables, la quantité de travail n'intervient pas dans les choix de consommation, donc  $y^{jj} = y^{ij}$ .

- si  $d_i$  différent de  $d_j$ , alors  $y^{jj}$  différent de  $y^{ij}$ . La différence de dotations initiales implique des revenus totaux différents (et c'est ce qui va compter entre un individu  $j$  et un individu  $i$  quand il imite  $j$ , puisque les différences de travail n'ont aucun effet sur les choix de consommation) et donc les choix de consommation seront différents. En particulier, nous avons  $y^{jj}$  différent de  $y^{ij}$ , i.e. l'individu  $j$  et l'individu  $i$  qui imite  $j$  désirent des qualités différentes.

Notons que les autres contraintes d'autosélection sont toujours vérifiées puisque ni l'utilité du type  $i$  (qui annonce son vrai type) ni l'utilité du type  $j$  ne changent si le gouvernement fournit la qualité choisie par l'individu  $j$  et finance cette fourniture par l'augmentation de taxation adéquate.

## Amélioration du bien-être

Grâce à la proposition 1, nous savons qu'avec une taxation optimale sans fourniture publique, est saturée au moins une contrainte d'autosélection empêchant un individu à hautes dotations initiales de se faire passer pour un individu à faibles dotations initiales. Mais relâcher une contrainte de ce type grâce à une fourniture publique n'est pas suffisant pour permettre une amélioration du bien-être. C'est particulièrement vrai en présence de multiples contraintes d'autosélection saturées.

Nous allons montrer que si le gouvernement peut fournir le bien  $y$  aux individus de type 1 et aux individus de type 3, alors cela relâchera toutes les contraintes d'autosélection où des individus avec de fortes dotations imitent des individus à faibles dotations. Dans ce cas, il sera possible pour le gouvernement d'augmenter les utilités des types 1 et 3 et de baisser les utilités des types 2 et 4 grâce à un ajustement de la taxation, tout en préservant le mécanisme révélateur. Comme nous utilisons une approche rawlsienne, ceci sera une amélioration du bien-être.

Supposons que le gouvernement augmente la taxation des individus 1 et 3 d'un montant  $p_y y^{11}$  et propose à ces individus une fourniture gratuite du bien  $y$  d'une qualité  $y^{11}$ .

De plus, supposons que l'on puisse obtenir à l'intérieur du service public une meilleure qualité donnée en payant un supplément donné. Supposons que la seule qualité supérieure

disponible soit  $y^{33}$  et qu'il faille payer à l'établissement public qui fournit la qualité un montant exact à la valeur de marché de cet accroissement de qualité, soit  $p_y(y^{33} - y^{11})$ .<sup>6</sup> On suppose par ailleurs qu'il est strictement impossible d'aller sur le marché privé pour améliorer une qualité publique, tout comme il est impossible de revendre la fourniture publique.

Avec un tel système, en tenant compte du coût pour les individus de la hausse des impôts et en tenant compte du prix de l'amélioration optionnelle de qualité, le coût pour les individus de la qualité de base est  $p_y y^{11}$  et le coût de la qualité supérieure est  $p_y y^{33}$ . Donc chacun des deux niveaux de qualité coûte aux consommateurs la valeur de marché de la qualité choisie. La qualité de base est la qualité qu'aurait choisie le type 1 sur le marché privé, et la qualité supérieure est la qualité qu'aurait choisie le type 3 sur le marché privé. Donc le type 1 ne choisira pas de payer pour acheter l'amélioration de qualité alors que le type 3 profitera de l'option, et au final, leurs situations respectives seront strictement inchangées par rapport à une situation où on laisse faire le marché.

Cependant, la situation n'est pas exactement le status-quo. En effet, en raison de la fourniture publique aux individus 1 et 3, il devient plus coûteux pour les individus 2 et 4 de se faire passer pour des individus 1 et 3. Donc, les contraintes d'incitations correspondantes sont toutes relâchées. Or la proposition 1 nous indique qu'au moins une de ces contraintes doit être saturée pour que la taxation soit optimale.

Donc la taxation n'est plus optimale ici, le gouvernement peut donc la modifier et améliorer le bien être de l'économie. Il va modifier les impôts de manière à augmenter l'utilité du type 1 jusqu'à ce qu'au moins une nouvelle contrainte d'incitation sature.<sup>7</sup>

L'amélioration du bien-être social ne vient donc pas directement de la fourniture publique, mais des ajustements de la taxation devenus possibles par la fourniture publique qui rend plus coûteuses les stratégies de dissimulation.

**Proposition 2** *La fourniture publique du bien  $y$  augmente le bien-être de l'économie.*

Nous ne résolvons pas le problème complexe de la qualité optimale de la fourniture publique, ni le problème de sa tarification optimale. Nous montrons simplement que

---

<sup>6</sup>Si le bien  $y$  est un bien inférieur alors ce montant est négatif. La démonstration reste valable mais l'interprétation plus délicate. Dans le cas d'un bien inférieur, il est plus aisé de fournir comme qualité de base la qualité désirée par le type 3 et d'offrir l'option d'augmenter la qualité pour atteindre celle souhaitée par le type 1. La finalité restant la même, l'Etat fournissant au final à chacun des deux types la qualité qu'ils auraient librement choisi sur le marché privé, en leur faisant payer le prix du marché.

<sup>7</sup>Pour respecter la contrainte (3.1), le gouvernement peut être amené à augmenter l'utilité du type 3 bien que cette utilité ne fasse pas partie de la fonction objectif étant donné le critère rawlsien

l'hypothèse de non séparabilité des fonctions d'utilité entre travail et consommation, qui est largement utilisée dans la littérature pour permettre que les transferts en nature soient souhaitables, n'est pas essentielle. Nous montrons que l'on peut arriver au même type de résultat grâce à une autre hypothèse qui nous paraît plus réaliste : l'observation imparfaite par l'Etat de la richesse des individus.

## 5.5 Conclusion

Dans ce travail, nous montrons d'une manière simple que la fourniture publique d'un bien privé peut augmenter le bien être de l'économie, et des soins médicaux lourds nécessitant par exemple une hospitalisation, semblent être de bons candidats à la fourniture publique étant données les caractéristiques nécessaires du bien (ni revente, ni achats complémentaires à la fourniture publique sur un marché privé). L'éducation semble également être un bon candidat.<sup>8</sup>

Jusqu'à présent, ce résultat était montré dans la littérature dans un cadre de taxation optimale à la Mirrlees en faisant l'hypothèse que les fonctions d'utilité n'étaient pas séparables entre travail et consommation. Cette hypothèse était nécessaire dans un cadre où les individus différaient seulement sur la productivité marginale du travail.

Nous montrons que si l'on fait l'hypothèse que le gouvernement n'observe pas parfaitement la richesse des individus, tout en gardant l'hypothèse que le gouvernement observe parfaitement les revenus issus du travail, alors on peut justifier une fourniture publique d'un bien privé malgré une hypothèse de séparabilité des fonctions d'utilité entre travail et consommation, qui semble être une hypothèse assez réaliste étant données les études empiriques sur le sujet (Browning and Meghir (1991)).

Pour montrer le résultat, nous avons rencontré le problème, habituel en présence de double hétérogénéité, des multiples contraintes d'incitations, que nous avons résolu en nous restreignant à une fonction de bien-être social de type rawlsien. Le critère de Rawls est souvent utilisé en économie publique, mais un challenge ambitieux consisterait à montrer le même résultat en utilisant un critère de type utilitariste, ce qui semble intuitivement possible à partir du moment

---

<sup>8</sup> au moins pour l'éducation primaire où l'essentiel du travail se fait durant la classe et où les cours particuliers supplémentaires apparaissent donc inutiles.

où l'Etat accorde un certain poids aux individus les moins bien dotés dans l'économie si bien que les individus les mieux dotés trouvent un certain intérêt aux stratégies de dissimulation.

## References

- Atkinson, A.B; J.E. Stiglitz (1976)** "The design of tax structure : Direct versus indirect taxation" *Journal of Public Economics*, 6, 55-75.
- Besley, T; S. Coate (1991)** "Public provision of private goods and the redistribution of income" *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 81, 979-984.
- Blackorby, C; D. Donaldson (1988)** "Cash versus kind, self-selection, and efficient transfers" *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78, 691-700.
- Blomquist, S; V. Christiansen (1995)** "Public provision of private goods as a redistributive device in an optimum income tax model" *Scandinavian Journal of Economics*, 97, 547-567.
- Blomquist, S; V. Christiansen (1998)** "Topping up or opting out ? The optimal design of public provision schemes" *International Economic Review*, 39, 399-411.
- Boadway, R; M. Marchand (1995)** "The use of public expenditures for redistributive purposes" *Oxford Economic Papers* 47, 45-59.
- Browning M; C. Meghir (1991)** "The effects of male and female labor supply of commodity demands" *Econometrica*, 59, 925-951.
- Cremer, H; F. Gahvari (1997)** "In-kind transfers, self-selection and optimal tax policy" *European Economic Review*, 41, 97-114.
- Cremer, H; P. Pestieau, J.C. Rochet (1999)** "Direct versus indirect taxation : the design of the tax structure revisited" *Mimeo*, Université de Toulouse.
- Epple, D; R.E. Romano (1996a)** "Public provision of private goods" *Journal of Political Economy*, 104, 57-84.
- Epple, D; R.E. Romano (1996b)** "Ends against the middle : Determining public service provision when there are private alternatives" *Journal of Public Economics*, 62, 297-325.
- Gahvari, F. (1995)** "In-kind versus cash transfers in presence of distortionary taxes" *Economic Inquiry* 33, 45-53.



- Gouveia M. (1993)** "Majority rule and the public provision of health care" *Working paper*, University of Pennsylvania.
- Guesnerie, R ; K. Roberts (1984)** "Effective policy tools and quantity controls" *Econometrica* 52, 59-86.
- Mirrlees, J. (1971)** "An exploration in the theory of optimum income taxation" *Review of Economic Studies*, 38, 175-208.
- Mirrlees, J. (1976)** "Optimal tax theory : a synthesis" *Journal of Public Economics*, 6, 327-358.
- Munro, A. (1991)** "The optimal public provision of private goods" *Journal of Public Economics*, 44, 239-261.
- Munro, A. (1992)** "Self-selection and optimal in-kind transfers" *Economic Journal*, 102, 1184-1196.
- Rochet, J.C. (1991)** "Incentives, Redistribution, and Social Insurance" *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 16, 143-165.
- Rochet, J.C ; P. Choné (1998)** "Ironing, Sweeping, and Multidimensional Screening" *Econometrica*, 66, 783-826.
- Stiglitz, J.E. (1982)** "Self-selection and Pareto efficient taxation" *Journal of Public Economics* 17, 213-240.
- Stiglitz, J.E. (1982)** "Pareto efficient and optimal taxation and the new new welfare economics", In : A. Auerbach and M. Feldstein eds , *Handbook of public economics*, Vol. 2 (North-Holland, Amsterdam) 991-1042.

# Annexe

Pour démontrer la proposition 1, il faut dans un premier temps établir les deux lemmes suivants :

**Lemma 1** *Si (1.3) et (3.1) sont saturées, alors  $(Y^1, C^1) = (Y^3, C^3)$*

$$\begin{cases} V(p_x, p_y, C^3 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^3}{\omega_l}\right) = V(p_x, p_y, C^1 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^1}{\omega_l}\right) \\ V(p_x, p_y, C^3 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^3}{\omega_h}\right) = V(p_x, p_y, C^1 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^1}{\omega_h}\right) \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} C^1 = C^3 \\ Y^1 = Y^3. \end{cases}$$

**Proof** On soustrait la première égalité de la deuxième et on remarque que  $v\left(\frac{Y}{\omega_l}\right) - v\left(\frac{Y}{\omega_h}\right)$  est une fonction monotone de  $Y$ .

Donc l'égalité :

$$v\left(\frac{Y^3}{\omega_l}\right) - v\left(\frac{Y^3}{\omega_h}\right) = v\left(\frac{Y^1}{\omega_l}\right) - v\left(\frac{Y^1}{\omega_h}\right)$$

implique

$$Y^3 = Y^1.$$

$V(p_x, p_y, C + p_x d^h)$  est aussi une fonction monotone de  $C$ , donc nous avons l'égalité :

$$C^3 = C^1.$$

**Lemma 2** *Si (2.4) et (4.2) sont saturées, alors  $(Y^2, C^2) = (Y^4, C^4)$*

$$\begin{cases} V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_l}\right) = V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_l}\right) \\ V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_h}\right) = V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_h}\right) \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} C^2 = C^4 \\ Y^2 = Y^4. \end{cases}$$

**Proof :** voir lemma 1.

**Proposition 1** *La taxation optimale est telle que la situation suivante est impossible*

$$V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_l}\right) > V(p_x, p_y, C^1 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^1}{\omega_l}\right) \quad (2.1)$$

$$V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_l}\right) > V(p_x, p_y, C^3 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^3}{\omega_l}\right) \quad (2.3)$$

$$V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_l}\right) \geq V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_l}\right) \quad (2.4)$$

$$V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_h}\right) > V(p_x, p_y, C^1 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^1}{\omega_h}\right) \quad (4.1)$$

$$V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_h}\right) \geq V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_h}\right) \quad (4.2)$$

$$V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_h}\right) > V(p_x, p_y, C^3 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^3}{\omega_h}\right) \quad (4.3)$$

**Proof :**

étape 1 : on peut augmenter marginalement  $Y^4$  et  $Y^2$  ou baisser marginalement  $C^4$  et  $C^2$  de telle façon que les contraintes (2.1), (2.3), (4.1) and (4.3) soient toujours vérifiées car toutes les fonctions sont continues.

On montre de plus que cette transformation de la taxation peut être faite de telle manière que les contraintes (2.4) et (4.2) soient toujours vérifiées.

- Si aucune des deux contraintes n'était saturée, alors c'est trivial
- Si une seule des deux contraintes était saturée

cas 1

$$V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_l}\right) > V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_l}\right)$$

$$V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_h}\right) = V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_h}\right)$$

ou

cas 2

$$\begin{aligned} V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_l}\right) &= V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_l}\right) \\ V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_h}\right) &> V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_h}\right) \end{aligned}$$

alors pour préserver les contraintes, le gouvernement peut augmenter marginalement  $Y^2$  et  $Y^4$  de la façon suivante

cas 1

$$\frac{dY^4}{dY^2} = \frac{v'\left(\frac{Y^2}{\omega_h}\right)}{v'\left(\frac{Y^4}{\omega_h}\right)}$$

cas 2

$$\frac{dY^4}{dY^2} = \frac{v'\left(\frac{Y^2}{\omega_l}\right)}{v'\left(\frac{Y^4}{\omega_l}\right)}$$

– Si les deux contraintes étaient saturées, alors nous pouvons utiliser le lemme 2

$$\begin{aligned} V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_l}\right) &= V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_l}\right) \\ V(p_x, p_y, C^4 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^4}{\omega_h}\right) &= V(p_x, p_y, C^2 + p_x d^h) - v\left(\frac{Y^2}{\omega_h}\right). \end{aligned}$$

$$C^2 = C^4$$

$$Y^2 = Y^4.$$

Si on baisse le revenu après impôt  $C^2$  des individus 2 et 4 sans toucher à leur revenu avant impôt  $Y^2$  alors les deux contraintes vont rester saturées.

étape 2 : ces modifications de la taxation permettent au gouvernement de dégager un excédent budgétaire qu'il va pouvoir redistribuer vers les autres individus 1 et 3 en modifiant leur taxation.

– Si la contrainte (3.1) n'était pas saturée, alors le gouvernement peut modifier marginalement la taxation de l'individu de type 1 de manière à augmenter son utilité, soit en

baissant  $Y^1$ , soit en augmentant  $C^1$ . Grâce à la continuité des fonctions d'utilité et à l'absence de contraintes saturées visant à imiter le type 1, ce type de modification est en effet possible.

- Si la contrainte (3.1) est saturée, il faut modifier la taxation de l'individu de type 3 pour pouvoir modifier celle du type 1

$$\begin{aligned} V(p_x, p_y, C^1 + p_x d^l) - v\left(\frac{Y^1}{\omega_l}\right) &\geq V(p_x, p_y, C^3 + p_x d^l) - v\left(\frac{Y^3}{\omega_l}\right) \\ V(p_x, p_y, C^3 + p_x d^l) - v\left(\frac{Y^3}{\omega_h}\right) &= V(p_x, p_y, C^1 + p_x d^l) - v\left(\frac{Y^1}{\omega_h}\right). \end{aligned}$$

Le gouvernement peut par exemple diminuer  $Y^3$  et  $Y^1$  de la façon suivante

$$\frac{dY^3}{dY^1} = \frac{v'\left(\frac{Y^1}{\omega_h}\right)}{v'\left(\frac{Y^3}{\omega_h}\right)}$$

- Si les deux contraintes étaient saturées alors en utilisant le lemme 1, il est trivial de baisser l'imposition de 1 et 3.

Remarquons que nous n'avons pas étudié le cas des contraintes (1.2) (1.4) (3.2) (3.4). En effet, elles ne posent aucun problème ici. Même si elles avaient été saturées, les modifications de la taxation opérées les auraient automatiquement relâchées, puisqu'on durcit l'imposition de 2 et 4 pour alléger celle de 1 et 3.

**conclusion** : Nous sommes parti d'une situation où les contraintes d'incitations étaient telles qu'il était possible de modifier la taxation, tout en préservant le mécanisme révélateur, de manière à augmenter l'utilité du type 1 qui est le plus pauvre de notre économie. Etant donné le critère rawlsien utilisé, on améliore donc le bien-être social, donc la situation initiale ne pouvait pas être une situation de taxation optimale.

# Bibliographie

- [1] **Aligon A, M Grignon (1999)** “Dépenses de santé non remboursées et accès aux soins des plus démunis” *Cahiers du Gratice* n°15.
- [2] **Aronson J.R., P. Johnson, P.J. Lambert (1994)** “Redistributive effect and unequal tax treatment” *Economic Journal* 104, 262-270.
- [3] **Atkinson, A.B; J.E. Stiglitz (1976)** “The design of tax structure : Direct versus indirect taxation” *Journal of Public Economics*, 6, 55-75.
- [4] **Besley, T; S. Coate (1991)** “Public provision of private goods and the redistribution of income” *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 81, 979-984.
- [5] **Blackorby, C; D. Donaldson (1988)** “Cash versus kind, self-selection, and efficient transfers” *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78, 691-700.
- [6] **Blomquist, S; V. Christiansen (1995)** “Public provision of private goods as a redistributive device in an optimum income tax model” *Scandinavian Journal of Economics*, 97, 547-567.
- [7] **Blomquist, S; V. Christiansen (1998)** “Topping up or opting out ? The optimal design of public provision schemes” *International Economic Review*, 39, 399-411.
- [8] **Boadway, R; M. Marchand (1995)** “The use of public expenditures for redistributive purposes” *Oxford Economic Papers* 47, 45-59.
- [9] **Boisselot P., Rémond M.-Cl. [1994]**, ”Niveau de protection et consommations de soins”, *Solidarité santé*, n°1
- [10] **Breuil P, N. Grandfils, D. Raynaud (1998)** “Revenus, Assurance et Sante : Le Problème de l’Acces aux Soins des plus Démunis” *Les cahiers du Gratice*, 15, 243-275.
- [11] **Browning M; C. Meghir (1991)** “The effects of male and female labor supply of commodity demands” *Econometrica*, 59, 925-951.

- [12] **Caisse Nationale d'Assurance Maladie (2001)** "La consommation de soins de villes des bénéficiaires de la cmu au terme d'une année de remboursement" *Point Statistique* n°31
- [13] **Cardon J, I. Hendel (1998)** "Asymmetric information in Health insurance : Evidence From the National Medical Expenditure Survey" *mimeo*, Princeton University.
- [14] **Caussat L. et Glaude M [1993]**, "Dépenses médicales et couverture sociale", *Economie et Statistique*, n°265
- [15] **Chiappori P.A, F. Durand, P. Y. Geoffard (1998)** "Moral Hazard and Demand for Physician Services : First Lessons from a French Natural Experiment" *European Economic Review*, 42, 499-511.
- [16] **Couffinal A, D. Henriet, J.C. Rochet (2000)** "The impact of public health insurance systems on access to health care and labor force participation : a theoretical analysis" *Working paper*.
- [17] **Couffinal A, J. Dournovo, M. Grignon (2000)** "Redistributivité du système de financement des soins en France" *CreDES, rapport scientifique CNRS "Redistributivité et système de soins"*
- [18] **Cremer, H ; F. Gahvari (1997)** "In-kind transfers, self-selection and optimal tax policy" *European Economic Review*, 41, 97-114.
- [19] **Cremer, H ; P. Pestieau, J.C. Rochet (1999)** "Direct versus indirect taxation : the design of the tax structure revisited" *Mimeo*, Université de Toulouse.
- [20] **Crety L, Wencker A. (1995)** "Frais de Santé : de la Tarification à la maîtrise des Dépenses" Mémoire pour l'Obtention du Diplôme de l'Institut des Acturaires Français, Institut des Acturaires Français.
- [21] **Daltroy L.H, M.G. Larson, H.M. Eaton, C.B. Phillips, M.H. Liang (1999)** "Discrepancies Between Self-Reported and Observed Physical Function in the Eldery : the Influence of Response Shift and other Factors" *Social Science and Medecine*, 48, 87-103.
- [22] **Dufour A. et Kowalski A.-D. [1995]**, Enquête Conditions de vie et Aspiration des français - les personnes âgées dépendantes / les dépenses de santé, CREDOC, rapport n°166
- [23] **Dumesnil S., Grandfils N, Le Fur Ph., Mizrahi An, Mizrahi Ar [1997]**, Santé, soins et protection sociale, CREDES biblio n°1204
- [24] **Dumesnil S., Grandfils N, Le Fur Ph. [1998]**, Méthode et déroulement de l'enquête Santé, soins et protection sociale, CREDES biblio n°1234

- [25] **Eeckhoudt L, E. Cales, B. Dervaux (1998)** “Identification des Variables Explicatives du Recours aux Soins en Lien avec les Comportements de Prévention et en Présence de risques Multiples” Recherche effectuée pour la Mission Recherche Expérimentation (MIRE), Université Catholique de Lille
- [26] **Epple, D; R.E. Romano (1996a)** “Public provision of private goods” *Journal of Political Economy*, 104, 57-84.
- [27] **Epple, D; R.E. Romano (1996b)** “Ends against the middle : Determining public service provision when there are private alternatives” *Journal of Public Economics*, 62, 297-325.
- [28] **Gahvari, F. (1995)** “In-kind versus cash transfers in presence of distortionary taxes” *Economic Inquiry* 33, 45-53.
- [29] **Genier P. (1999)** “Assurance et Recours aux Soins” *Revue Economique*
- [30] **Genier P., Rupprecht F., Harnois J., Khamlich M., Tomasini M. et Wilthien F [1997]**, ”Analyse empirique de la consommation de soins de ville au niveau micro-économique”, Cahiers de sociologie et de démographie médicale, XXXVIIème année, No3-4, p.277-310
- [31] **Gouveia M. (1993)** “Majority rule and the public provision of health care” *Working paper*, University of Pennsylvania.
- [32] **Grandfils N, P. Le Fur, A. Mizrahi, A. Mizrahi (1996)** “Santé, soins et protection sociale en 1995” Document de travail CREDES n°1162.
- [33] **Grandfils N. [1997]**, Déterminants de la consommation médicale de ville en 1992 : Tome 1 : les médecins, CREDES
- [34] **Grandfils N. [1998]**, Déterminants de la consommation médicale de ville en 1992 : Tome 5 : les dentistes, CREDES
- [35] **Grandfils N., Grignon M., Le Fur Ph., Sermet C. [1998]**, Santé, soins et protection sociale en 1997, CREDES
- [36] **Grignon M, D Polton (2000)** “Inégalités d’accès et de recours aux soins” *Credes, rapport scientifique CNRS ”Redistributivité et système de soins”*
- [37] **Grossman M (1972)** ”On the concept of health capital and the demand for health”, *Journal of Political Economy*, 80, 1275-1294.
- [38] **Guesnerie, R; K. Roberts (1984)** “Effective policy tools and quantity controls” *Econometrica* 52, 59-86.



- [39] **Henriet D., J.C. Rochet. (2000)** "Is Public Health Insurance an Appropriate Instrument for Redistribution" *Working paper*
- [40] **Hourriez J.M., Olier L. (1997)** "Niveau de vie et taille du ménage : estimation d'une échelle d'équivalence"
- [41] **Kakwani N, A. Wagstaff, E. van Doorslaer (1997)** "Socioeconomic Inequalities in Health : Measurement computation and Statistical Inference" *Journal of Econometrics*, 77, 87-103.
- [42] **Lachaud C, L Rochaix (1995)** "Équité des systèmes de santé : une comparaison européenne" *Revue d'économie financière*, octobre
- [43] **Lambert D-C** "Le mythe de l'équi-redistribution des états de santé" *Revue d'Economie Régionale et Urbaine. Colloque de Médiométrie Régionale 1984*
- [44] **Lecomte T, Mizrahi A., A Mizrahi.(1997)** "Précarité sociale : cumul des risques sociaux et médicaux", *Solidarité santé 06*, 65-75
- [45] **Loftus E.F, K.D. Smith, M.R. Klinger, J. Fiedler (1991)** "Memory and Mismemory for Health Events" in "Questions About Questions" Judith M. Tanur Editor, Russel Sage Foundatin, New York.
- [46] **Manning W.G, J. Newhouse, N. Duan, E.B. Keeler, A. Leibowitz, M.S. Marquis (1987)** "Health Insurance and the Demand for Medical Care : Evidence from a Randomized Experiment" *American Economic Review*, 77(3), 251-277.
- [47] **Marty F (1998)** "Capacity as a determinant of the supply for physicians services" Discussion paper, University of Berne
- [48] **Menahem G. (1998)** "Demande de soins, Demande de Santé, Demande de Sécurité : Trois Modèles pour la Santé en Economie" *Les cahiers du Gratice*, 15, 277-319.
- [49] **Ministère de la Santé (1999)** "Couverture Maladie Universelle" Dossier de presse
- [50] **Mirrlees, J. (1971)** "An exploration in the theory of optimum income taxation" *Review of Economic Studies*, 38, 175-208.
- [51] **Mirrlees, J. (1976)** "Optimal tax theory : a synthesis" *Journal of Public Economics*, 6, 327-358.
- [52] **Mizrahi A., A Mizrahi.(1996)** "Protection maladie et disparités sociales de consommations médicales", *CreDES 1147*
- [53] **Mormiche P. (1993)** "Les disparités de recours aux soins en 1991" *Economie et Statistique*, 265, 45-52

- [54] **Mormiche P. (1995)** “L'accès aux soins : Evolution des inégalités entre 1980 et 1991” *Economie et Statistique*, 282, 3-19.
- [55] **Mougeot M. (2000)** ”Assurance maladie et dépenses de santé (chapitre introductif)” *Revue d'Economie Politique*, 110 (4), 447-455.
- [56] **Munro, A. (1991)** “The optimal public provision of private goods” *Journal of Public Economics*, 44, 239-261.
- [57] **Munro, A. (1992)** “Self-selection and optimal in-kind transfers” *Economic Journal*, 102, 1184-1196.
- [58] **Newhouse J. (1996)** “Free for All ? : Lessons from the Rand Health Insurance Experiment” Harvard University Press.
- [59] **Pedhazur E.J, L. Pedhazur Schmelkin (1991)** “Measurement, Design, and Analysis” Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, Hillsdale, New Jersey.
- [60] **Phelps C, (1992)** “Health Economics” Harper-Collins Publishers Inc, New York.
- [61] **Poterba, J. (1994)** ”Government intervention in the markets for Education and Health care : How and Why?” *NBER working paper n°4916*
- [62] **Raynaud, D (2001)** “L'impact de l'Aide Médicale sur la consommation de soins ” Document de travail, Drees.
- [63] **Rochet, J.C. (1991)** “Incentives, Redistribution, and Social Insurance” *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 16, 143-165.
- [64] **Rochet, J.C ; P. Choné (1998)** “Ironing, Sweeping, and Multidimensional Screening” *Econometrica*, 66, 783-826.
- [65] **Rotschild, M., J. Stiglitz (1976)** ”Equilibrium in competitive insurance markets” *Quarterly Journal of Economics*, 90, 629-650
- [66] **Sen A. (1998)** “Mortality as an Indicator of Economic Success and Failure” *Economic Journal*, 108, 1-25.
- [67] **Stiglitz, J.E. (1982)** “Self-selection and Pareto efficient taxation” *Journal of Public Economics* 17, 213-240.
- [68] **Stiglitz, J.E. (1982)** “Pareto efficient and optimal taxation and the new new welfare economics”, In : A. Auerbach and M. Feldstein eds , *Handbook of public economics*, Vol. 2 (North-Holland, Amsterdam) 991-1042.

- [69] **Strauss J, D. Thomas (1996)** "Measurement and Mismeasurement of Social Indicators" *American Economic Review*, 86, 30-34.
- [70] **Wagstaff A., E van Doorslaer et al.(1997)** "Income-related inequalities in health : some international comparisons" *Journal of Health Economics*, 16, 93-112.
- [71] **Wagstaff A., E van Doorslaer et al.(1999)** "Equity in the finance of health care : some further international comparisons" *Journal of Health Economics*, 18, 263-290.
- [72] **Wagstaff A., E van Doorslaer et al.(1999)** "The redistributive effect of health care finance in twelve OECD countries" *Journal of Health Economics*, 18, 291-313.
- [73] **Wagstaff A., E van Doorslaer et al.(2000)** "Equity in the delivery of health care in Europe and the US" *Journal of Health Economics*, 19, 553-583.

## Résumé

Deux aspects associant la santé et les inégalités de revenus sont étudiés dans ce travail :

- les inégalités de santé liées aux inégalités de revenu
- la fourniture de soins par l'Etat comme un instrument de redistribution entre les classes de revenus.

Les différences d'accès aux soins et d'état de santé en relation avec le revenu sont étudiées à partir de données issues de l'enquête santé décennale de l'Insee (1991) et de l'enquête annuelle Santé et Protection Sociale du CreDES (1992 à 1997). Le revenu joue un rôle discriminant dans l'accès aux soins, y compris pour les individus couverts par une assurance complémentaire. Les plus démunis ont un état de santé moyen inférieur au reste de la population, et à morbidité identique, ils ont tendance à se juger en plus mauvaise santé. Un modèle de choix d'assurance et de choix de consultation médicale est construit, permettant d'étudier l'effet du revenu sur la probabilité de consultation pour les assurés et les non assurés.

Le dernier chapitre montre qu'en information imparfaite, dans un cadre d'hétérogénéité bidimensionnelle avec des préférences séparables entre le travail et la consommation, la fourniture publique de soins est un instrument qui améliore la redistribution entre les riches et les pauvres, malgré l'utilisation d'une taxation optimale par l'Etat, en permettant de relâcher les contraintes d'auto-sélection du mécanisme de révélation.

**Mots-clés** : accès aux soins, aide médicale gratuite, assurance complémentaire, auto-sélection, consultation médicale, désutilité de la maladie, état de santé, hétérogénéité bidimensionnelle, information imparfaite, perception de l'état de santé, mécanisme de révélation, recours aux soins, redistribution, revenu, santé, taxation optimale, transferts en nature, variables qualitatives.