

UNIVERSITE DE MONTREAL

ANALYSE ECONOMIQUE DE L'IMPACT D'UN TICKET
MODERATEUR SUR LA CONSOMMATION
DES SERVICES DE SANTE

PAR

PIERRE ST-MICHEL

DEPARTEMENT DE SCIENCES ECONOMIQUES

FACULTE DES ARTS ET DES SCIENCES

MEMOIRE PRESENTE A LA FACULTE DES ETUDES SUPERIEURES
EN VUE DE L'OBTENTION DU GRADE DE
MAITRE ES SCIENCES (M.Sc.)

JUIN 1983

Centre de documentation

NOV 01 1983

Sciences économiques, U. de M.



TABLE DES MATIERES

Sommaire	viii
Introduction	1
PARTIE I - Impacts de l'imposition d'un ticket modérateur sur l'allocation des ressources	9
Chapitre I - Approche théorique de l'effet de l'assurance sur la quantité demandée de services médicaux	10
1.1. Les conditions garantissant l'existence des marchés d'assurance	11
1.2. L'allocation optimale des ressources sous l'assurance	16
1.3. Le risque moral et l'allocation des ressources	19
1.3.1. Les activités d'auto-protection et de marché	21
1.3.2. L'influence directe de l'assuré sur le montant de la perte	27
1.4. Solutions applicables par l'assureur pour combattre ces formes de risque moral	39
Chapitre II - Revue critique des études empiriques concernant la modification du partage des coûts	43
2.1. Effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des services médicaux	45
2.1.1. Les études américaines	45
2.1.2. Les études canadiennes	62
2.2. Effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des services hospitaliers	76
2.3. Effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des services dentaires	82
2.4. Effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des services pharmaceutiques	84
2.5. Le rôle du degré de substitution entre les services médicaux et hospitaliers lors d'une variation sélective de la coassurance	91

2.6. Résumé critique de la méthodologie utilisée par les études retenues	94
2.7. Les études empiriques et le risque moral	98
2.8. Analyse de quelques problèmes techniques posés sur les études retenues	108
2.8.1. Le prix moyen de coassurance comme approximation du prix payé par le consommateur	108
2.8.2. L'endogénéité du choix de l'assurance et l'adhésion volontaire	118
 Chapitre III - La consommation inutile sous l'assurance	 124
3.1. Vers une définition de la consommation inutile	125
3.1.1. Le patient et le médecin	126
3.1.2. Un comportement du patient sous l'assurance	127
3.2. Une mesure de la consommation inutile	132
3.2.1. L'abus et les contrats d'assurance	133
3.2.2. Résumé des définitions	139
3.2.3. Le risque moral et l'abus	141
3.2.4. Introduction de l'état de santé dans la fonction d'utilité	143
3.2.5. Prise en compte des externalités de consommation	147
3.2.6. Résumé des définitions	151
3.3. Applicabilité des définitions	155
3.4. L'abus dans la littérature empirique	157
 Chapitre IV - Approche théorique de l'effet de l'assurance sur le comportement du médecin	 161
4.1. Comportement général du médecin	163
4.1.1. Caractéristiques déterminantes de quelques services médicaux : relation médecin-patient	163
4.1.2. Relation médecin-assuré	167
4.1.2.1. Le risque moral	170
4.1.2.2. L'offre de services frauduleux	175
4.1.3. Relation assureur-médecin	176
4.2. Un modèle tripartite	179
4.2.1. Une adaptation du modèle principal-agent	179
4.2.1.1. Autres commentaires sur le comportement de l'intermédiaire	183
4.2.1.2. Autres applications possibles du modèle	184

Chapitre V - Estimations empiriques des réactions des médecins face à une modification du partage des coûts concernant leurs patients	190
5.1. Les services médicaux	190
5.2. Proposition de mesure empirique du risque moral dû aux actions posées par les médecins	203
5.3. Les services hospitaliers	204
5.4. Conclusion	212
5.4.1. Les réactions anticipées des médecins face à l'application d'un ticket modérateur touchant leurs patients	212
5.4.2. L'efficacité d'un ticket modérateur pour réduire le risque moral propre à l'offre	215
 PARTIE II - Impacts de l'application d'un ticket modérateur sur la redistribution des revenus occasionnée par le régime d'assurance-maladie de la R.A.M.Q.	 216
 Chapitre VI - Aspect consommation	 217
 Chapitre VII - Financement versus utilisation	 231
 Conclusion	 248
 Remerciements	 267
 Bibliographie	 269

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Effets d'une variation de -25% de la couverture d'assurance sur le niveau, per capita, des visites médicales, de l'utilisation des services auxiliaires et des examens physiques annuels (Palo Alto, 1966 et 1968)	47
Tableau 2 : Effets d'une variation de -25% de la couverture d'assurance sur le nombre de visites médicales et les coûts de ces visites, per capita (Palo Alto, 1966, 1968 et 1972)	50
Tableau 3 : Impacts de l'instauration du régime d'assurance-maladie de la R.A.M.Q. sur le niveau de divers types de consultation (Montréal, 1969-70 et 1971-72)	64
Tableau 4 : Tableau chronologique de l'application et de la variation de tickets modérateurs médicaux (Saskatchewan, 1953-1961)	68
Tableau 5 : Effets de l'imposition de tickets modérateurs de 1,50\$ (visites au cabinet médical) et de 2,00\$ (visites à l'urgence, à l'hôpital et à la maison) sur le niveau de ces divers types de visites médicales (Saskatchewan, 1968)	73
Tableau 6 : Impacts d'un ticket modérateur journalier sur la durée moyenne du séjour hospitalier et sur les dépenses par jour-patient sous un régime Blue Cross en 1964	77
Tableau 7 : Ratios d'utilisation moyenne annuelle, per capita, des services dentaires (assurés (1958-64)/population E.U. (1964))	83
Tableau 8 : Effets d'un programme Medicaid sur la consommation des produits pharmaceutiques (Mississippi, 1970-1971)	87
Tableau 9 : Nombre de prescriptions, dépenses et prix moyen par prescription, per capita, pour des produits pharmaceutiques, sans et avec assurance (Windsor, 1962)	90

Tableau 10 : Elasticités-prix pour les services médicaux, hospitaliers, dentaires et pharmaceutiques	99
Tableau 11 : Tableau schématique des cadres expérimentaux visant la mesure des effets de l'assurance médicale	121
Tableau 12 : Impacts de l'instauration du régime d'assurance-maladie de la R.A.M.Q. sur la pratique médicale (Montréal, 1969-70 et 1971-72)	191
Tableau 13 : Test t-Student de l'incidence différentielle du revenu sur l'utilisation des services médicaux (R.A.M.Q., 1971)	220
Tableau 14 : Dépenses moyennes pour les services médicaux selon le revenu (R.A.M.Q., 1971)	221
Tableau 15 : Répartition des bénéficiaires de santé versés par les régimes d'assurance-maladie et d'assurance-hospitalisation aux individus suivant le niveau de leur revenu total familial (Canada, 1974)	224
Tableau 16 : Distribution du fardeau fiscal dans le financement de la R.A.M.Q. (1971) selon les classes de revenu	232
Tableau 17 : Elasticité de la cotisation au Québec et de la contribution totale (R.A.M.Q., 1971)	233
Tableau 18 : Répartition des contributions aux régimes d'assurance-maladie et d'assurance-hospitalisation suivant le revenu total des familles économiques (Canada, 1974)	235
Tableau 19 : Utilisation des services médicaux par bénéficiaire selon l'âge, le sexe et la classe de revenu (R.A.M.Q., 1971) en \$ 1971	237
Tableau 20 : Taux de participation à l'utilisation des services médicaux (R.A.M.Q., 1971)	238
Tableau 21 : Utilisation moyenne attendue des services médicaux, en \$, par personne inscrite à la R.A.M.Q. (1971) selon l'âge, le sexe et la classe de revenu	239

Tableau 22 : Impact redistributif au niveau individuel-Bénéfice net en \$ par personne inscrite à la R.A.M.Q. (1971) selon le sexe et la classe de revenu	240
Tableau 23 : Impact redistributif au niveau individuel-Bénéfice net moyen attendu en \$ par personne inscrite à la R.A.M.Q. (1971) selon le sexe et la classe de revenu	240

SOMMAIRE

Notre mémoire se divise en trois parties et porte sur l'analyse économique de l'impact d'un ticket modérateur sur la consommation des services de santé. Dans la mesure du possible, nous mettons l'emphase sur le cas du Québec. Nous distinguons trois types d'impacts : 1) impacts sur l'allocation des ressources, 2) impacts sur la redistribution des revenus, et 3) impacts sur le respect du droit universel à la santé.

La partie concernant l'allocation des ressources est celle que nous développons particulièrement dans notre ouvrage. Nous montrons, notamment, que les individus modifient leur comportement une fois qu'ils ont déterminé leur contrat d'assurance; ceci est dû à un problème d'information dans la relation assureur-assuré (principal-agent). Il s'agit en fait d'une asymétrie d'information jouant à la défaveur de l'assureur et ce changement de comportement des individus est un phénomène désigné, dans la littérature économique, sous le nom de risque moral. Nous interprétons ce problème d'assurance en fonction du marché de l'assurance médicale.

Dans une autre section, nous mettons en évidence, les altérations de comportement des patients et des médecins causées par l'assurance. Nous démontrons à l'aide d'un modèle à trois niveaux (assureur-médecin-assuré) que les assurés ainsi que les médecins réagissent à cette asymétrie d'information. Dans ce contexte, sous certaines conditions, les assurés consomment plus et les médecins offrent davantage de services. Ce résultat

risque d'être surtout vérifié lorsque les assurés peuvent engager le montant de dépense qu'ils désirent, compte tenu d'une couverture d'assurance donnée, et que les médecins peuvent exploiter leur position d'informateur privilégié. Nous distinguons de cette façon le risque moral propre à la demande du risque moral afférant à l'offre.

A ce propos, nous démontrons qu'aucune étude empirique ne quantifie les effets d'une variation de la couverture d'assurance au regard du risque moral, qu'il soit dû aux actions posées par les médecins ou les assurés. Les études recensées mesurent, avec des méthodologies de qualité variable que nous critiquons en profondeur, les changements du niveau d'utilisation des services, tant sous l'angle de la demande que de l'offre, et ce pour des variations différentes de couverture d'assurance. Par rapport à la demande et au changement de couverture, nous considérons, de plus, la consommation des services hospitaliers, dentaires et pharmaceutiques.

Il découle de notre revue de la littérature empirique que l'élasticité-prix de la demande n'est pas nulle et que les assurés à bas revenu sont singulièrement affectés par une hausse de prix (réduction de la couverture),

Nous proposons également une définition théorique de l'abus de consommation, et à l'aide de celle-ci, nous montrons que la consommation inutile et le risque moral représentent des phénomènes substitués.

En dernier lieu, nous résumons les effets d'une baisse de la couverture d'assurance sur l'utilisation des services médicaux en portant une attention particulière aux individus à faible revenu. Dans l'ensemble, nous concluons que les études empiriques font ressortir que ce groupe de revenu est la catégorie d'assurés qui réduit le plus son niveau de consommation. L'examen physique de routine apparaît le type de service qui laisse voir la plus importante baisse d'utilisation indépendamment de la strate de revenu retenue.

Aussi, de façon particulière, nous étudions les impacts d'un ticket modérateur sur la redistribution des revenus occasionnée par le régime d'assurance médicale administré par la Régie d'assurance-maladie du Québec (R.A.M.Q.). Nous montrons, dans un premier pas, que la consommation des services médicaux s'accroît avec le revenu, puis que les contribuables de la classe moyenne sont ceux qui participent le plus au financement de ce régime.

Nous soutenons qu'il est difficile de prédire, pour le cas du Québec, les effets conjugués de l'application d'un ticket modérateur sur cet aspect redistributif : la prise en compte de la variable contribution concernant les différentes classes de revenu ajoute un élément de complexité à l'évaluation, ex ante, des impacts d'un copaiement sur la redistribution du revenu causée par ce régime.

Enfin, considérant d'une part la réduction plus forte de la consommation des services médicaux réalisée par les assurés dont le revenu est faible, et d'autre part la variation positive de l'utilisation avec le niveau de revenu, nous anticipons, pour les pauvres, un impact sur le respect du droit universel à la santé d'autant plus négatif. Le fait que cette catégorie d'individus comprend des assistés sociaux, des malades chroniques et des personnes âgées dont le niveau de santé est relativement plus faible que celui des individus des autres groupes de revenu, renforce l'ampleur de l'impact escompté.

Pour cette analyse, nous proposons une définition restrictive de l'expression "droit universel à la santé". Nous l'interprétons dans le sens où chaque bénéficiaire de la R.A.M.Q. doit avoir accès aux services couverts par le régime d'assurance-maladie qu'elle gère.

INTRODUCTION

La Régie de l'assurance-maladie du Québec (R.A.M.Q.) a vu le jour le 13 juin 1969. Environ une année plus tard, soit le premier novembre 1970, le régime d'assurance-maladie était institué, et celui-ci devait être administré par la R.A.M.Q.¹.

Toutes les personnes ayant le statut de résident au Québec sont admissibles à ce régime de pleine assurance, et chacun doit être inscrit à la Régie s'il rencontre ce critère d'admissibilité².

Quant aux médecins, dentistes, spécialistes en chirurgie buccale, optométristes et pharmaciens, ils ont le choix entre trois statuts, à savoir, être soumis à une entente, être désengagés (sauf les pharmaciens) ou être non participants.

Le premier statut permet à ces professionnels de la santé d'être rémunérés selon les tarifs de la R.A.M.Q., et le second, d'être payés directement par leurs clients, ces derniers étant ensuite remboursés par la Régie. Sous le troisième statut, le professionnel concerné peut exiger de ses clients les honoraires qu'il désire et ces derniers ne sont pas remboursés par la R.A.M.Q.

¹Ce régime touche l'utilisation des services médicaux.

²Notre intention ici n'est pas de définir les services particuliers qui ne sont pas couverts par ce régime. Soulignons, d'autre part, que les critères d'admissibilité varient selon la nature du programme administré par la Régie et qu'il existe des cas d'exception au critère du statut de résident.

Depuis lors, certains individus, parmi les chercheurs, politiciens, fonctionnaires gouvernementaux et contribuables, constatent que la mise en place d'un régime de pleine assurance peut, malgré ses nombreux attraits, générer des effets jugés négatifs, du moins à leur point de vue. Le genre de problème souvent mentionné constitue l'incapacité de la Régie de contrôler efficacement les coûts.

Mais cette préoccupation quant aux dépenses émane surtout du milieu gouvernemental. Pendant les années soixante, avant même la création et l'élaboration du régime actuel, alors qu'elles anticipaient une forte hausse de la consommation suite à l'instauration d'un régime universel de pleine assurance, les autorités gouvernementales furent tentées de recourir à un paiement direct indépendant du coût des visites (au cabinet médical ou en milieu hospitalier) pour contrer une augmentation de l'utilisation trop importante. Ce paiement aurait été exigé à chaque visite¹.

Puis, durant le printemps et l'été de l'année 1981, ce paiement direct et fixe, évoqué sous le nom de ticket modérateur par certains ministres du Gouvernement du Québec, a refait surface dans l'actualité écrite² et parlée.

Selon les dires des ministres qui ont relancé le débat, ce co-paiement dont le montant devait atteindre 2,00\$, aurait eu pour triple objectif de réduire l'utilisation des services couverts, d'exercer une pression à la baisse sur les coûts inhérents à leur production et d'établir une source supplémentaire de financement desdits services.

¹Fédération des C.L.S.C. du Québec (1981).

²A la fin de notre mémoire, nous donnons en référence les articles de la presse écrite que nous avons recensés relativement à ce point d'intérêt.

Les quotidiens écrits ont certes fait état à l'époque de la possibilité de voir le Gouvernement imposer le paiement d'un ticket modérateur. Mais, les motivations gouvernementales ont semblé divergentes si l'on se fie aux propos rapportés par les médias écrits.

Certains députés ministériels¹ de ce Gouvernement apparaissaient rechercher la réduction de l'abus tandis que d'autres semblaient préoccupés par l'élaboration d'un nouveau moyen de financement. De plus, les types de services impliqués n'ont pas été dévoilés publiquement.

Toutefois, par suite des pressions en provenance des divers organismes publics² et du grand public, lesquelles allaient à l'encontre des objectifs poursuivis par le Gouvernement, l'idée d'appliquer une telle mesure fut à nouveau abandonnée³.

Malgré ce recul, il n'en demeure pas moins, à notre avis, que les deux groupes d'intervenants alors en présence, ne fondaient pas leur prise de position sur des études ayant analysé chacune des implications économiques et sociales de l'application d'un ticket modérateur, et d'aucuns ne pouvaient certifier de quelle façon auraient réagi les demandeurs et les offreurs des services concernés.

¹En particulier, le Ministre des Finances et celui des Affaires sociales.

²La Fédération des C.L.S.C., les Conseils régionaux des services de santé et des services sociaux, et la Corporation professionnelle des médecins : trois regroupements québécois.

³Le document de réflexion rédigé par la Fédération des C.L.S.C. du Québec en 1981 rapporte que ce ticket modérateur devait toucher exclusivement les examens physiques. Nos recherches ne nous permettent pas de confirmer la véracité de ce renseignement.

Des écrits présentés par le Conseil national du bien-être social (1982), la Fédération des C.L.S.C. du Québec (1981)¹ et M. Georges Desrosiers (1981) du Département de médecine sociale et préventive de l'Université de Montréal, traitent des impacts d'un ticket modérateur sur l'utilisation des services. Par contre, ces articles omettent de traiter la question d'un point de vue théorique qui expliciterait la problématique propre au(x) marché(s) de l'assurance médicale et/ou hospitalière. Leur mérite réside surtout dans l'analyse des paramètres causant la hausse des coûts et dans la formulation de solutions autres que l'instauration d'un copaiement. Ce dernier point est principalement traité dans le rapport de la Fédération des C.L.S.C. du Québec.

Afin de pallier aux carences de ces recherches et de préciser le processus de réaction des agents impliqués, nous proposons, à l'aide de la littérature théorique existante, d'analyser le comportement des assurés, des médecins et des assureurs (privés ou publics). Nous traitons ensuite de l'approche empirique du problème en mettant l'accent sur le cas des marchés de l'assurance médicale et hospitalière, et en abordant sommairement celui des marchés de l'assurance dentaire et pharmaceutique.

Pour ce faire, notre mémoire comprend deux parties distinctes. La première expose les impacts d'une variation de la couverture d'assurance sur l'allocation des ressources. Elle est composée de cinq chapitres que nous présentons brièvement.

¹Cette étude rapporte le résumé publié par la R.A.M.Q., le 8 juillet 1981, à propos des mesures empiriques de l'effet d'un ticket modérateur sur la consommation des services médicaux.

Dans le premier chapitre, nous étudions le phénomène du risque moral. Il s'agit d'un phénomène de mauvaise allocation des ressources sous l'assurance qui correspond à la modification du comportement de l'individu lorsqu'il s'assure, étant donné la difficulté qu'éprouve l'assureur à observer ses actions à des coûts raisonnables.

Nous distinguons trois types de risque moral : 1) la baisse des activités d'auto-protection, 2) la réduction des activités de marché, et 3) l'influence directe de l'assuré sur le montant de la perte. Concernant les activités d'auto-protection, ce sont celles qui, par définition, permettent de réduire la probabilité de réalisation de l'événement (accident ou maladie) alors que le furetage (activités de marché) décrit les activités de prospection des marchés des biens ou services dans le but de détecter ou repérer le plus bas coût possible.

La dernière catégorie considère la réaction de l'assuré face à la baisse du prix des services (ou des biens) que procure l'assurance quand celui-ci est en mesure de dépenser le montant qui lui plaît pour un taux de couverture donné.

La coassurance, portion de la dépense supportée par l'assuré, est assimilée à un ticket modérateur. Ce qui nous permet de discuter de cette mesure en fonction de chaque forme de risque moral. En effet, le taux de coassurance est associé à tous les cas de risque moral. Préalablement à l'étude de ce phénomène, nous définissons un contexte d'assurance où prévaut une solution de premier rang.

Dans le second chapitre, nous abordons les études empiriques qui tentent de mesurer l'effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des services médicaux, hospitaliers, dentaires et pharmaceutiques.

Nous critiquons la procédure méthodologique de ces études de façon à juger de la fiabilité de leurs résultats. Nous considérons ces recherches par rapport au risque moral propre à la demande et proposons un cadre expérimental pour l'estimer.

La définition de l'abus de consommation est le point d'intérêt de notre troisième chapitre. Nous l'exprimons en fonction de l'assureur, d'une part, et de l'assuré, d'autre part. Nous tenons compte des divers contextes d'assurance et d'information. Un rapprochement entre le risque moral et la consommation inutile est évoqué.

Le quatrième chapitre est consacré au rôle du médecin lorsqu'il y a assurance. Nous introduisons cet agent dans un modèle d'assurance où interviennent tant l'assureur que l'assuré. Il s'agit d'une adaptation du modèle principal-agent (assureur-assuré) que l'on retrouve dans la littérature portant sur le risque moral.

Le but est de faire ressortir le problème d'information souvent exprimé par l'expression "asymétrie d'information" et qui est désigné par les relations assureur-médecin et médecin-assuré, le médecin étant vu comme un spécialiste privilégié quant à l'information technique et scientifique

dont il dispose. Une approche générale de la relation patient-médecin est également présentée.

Des estimations empiriques des conséquences de l'assurance sur l'offre sont rapportées et validées au cinquième chapitre. Nous les interprétons relativement au risque moral dû au médecin et à la réaction anticipée de ce dernier face à un ticket modérateur influençant à la baisse le niveau d'utilisation des services de sa clientèle.

Nous exprimons, à l'intérieur du premier chapitre de la seconde partie, jusqu'à quel point la variable "revenu" influence la consommation des services médicaux. Puis dans le chapitre suivant, nous tentons de voir dans quelle proportion les diverses classes de revenu financent le régime d'assurance-maladie de la R.A.M.Q., étant donné leur consommation respective. Dans cette partie, nous présentons ainsi l'impact redistributif de ce régime sur le revenu, en vue de l'étude des effets d'un copaiement sur celui-ci.

En guise de conclusion, nous résumons les effets mesurés statistiquement ou escomptés théoriquement suite à l'application d'un ticket modérateur, de manière à analyser les conséquences de cette mesure sur la santé des individus. Référence est alors faite à une notion précise de la santé. Notre conclusion rappelle aussi les principaux résultats de nos analyses et expose quelques avenues de recherche.

PREMIERE PARTIE

Impacts de l'imposition d'un ticket modérateur
sur l'allocation des ressources

CHAPITRE I

Approche théorique de l'effet de l'assurance sur la quantité demandée de services médicaux¹

Nous définissons dans un premier temps les conditions qui garantissent l'existence des marchés d'assurance de même qu'une allocation optimale des ressources dans lesdits marchés. Par la suite, compte tenu de ce point de référence, et ce dans le but de cerner les conséquences de l'asymétrie d'information entre assureur et assuré sur l'allocation des ressources, nous abordons le cas du risque moral en établissant les diverses formes sous lesquelles il peut se présenter. Nous dégageons de l'analyse de ce problème informationnel trois types de comportement de l'individu assuré, à savoir la réduction du niveau de pratique des activités d'auto-protection, la baisse des activités de marché ainsi que l'influence directe de l'assuré sur l'augmentation du montant de la perte. Aussi l'emphase sera-t-elle mise sur ce dernier point. Afin de conclure cette démarche, nous mettons en relief diverses stratégies pouvant être mises de l'avant par l'assureur du secteur privé ou public pour améliorer l'allocation des ressources.

¹Nonobstant la modification de quelques notations, toutes les équations mathématiques de ce chapitre, à moins d'indication contraire, sont tirées intégralement du texte de Dionne (1979). Mentionnons par ailleurs que nous définissons la demande de soins comme étant la somme des demandes distinctes d'information et de services. Ainsi, dans notre recherche concernant le secteur médical, d'une part, le soin prend un sens beaucoup plus large que le service, et d'autre part, les termes service et information ne sont jamais des synonymes. Arrow (1963), quant à lui, considère que la demande d'information fait partie intégrante de la demande de soins. Aussi, dans ce mémoire, nous retenons la définition des services médicaux proposée dans l'article de Pauly (1978). Nous la présentons dans la section 4.1.1.

1.1. Les conditions garantissant l'existence des marchés d'assurance

Les individus ayant de l'aversion pour le risque¹ désirent se protéger contre certains événements aléatoires (maladie, accident, feu, vol, ...) en adhérant à un régime d'assurance approprié et en payant la prime qui lui correspond.

Par définition, les individus qui ont de l'aversion pour le risque préfèrent un revenu certain μ à un revenu aléatoire de même valeur. Par conséquent, s'il existe des marchés d'assurance et si la prime offerte n'est pas trop élevée alors ils choisiront de s'assurer. Cela implique donc que d'autres individus sont disposés à partager leurs risques.

Pour montrer ce choix, considérons le scénario aléatoire où il n'y a que deux états possibles caractérisés par deux niveaux de richesse, à savoir S pour l'état où il n'y a pas de perte et $(S - t)$ lorsque l'événement se réalise, les probabilités respectives de chaque état étant $(1 - p)$ et p . Nous avons donc comme espérance mathématique de richesse :

$$(1.1) \quad (1 - p)S + p(S - t) = S - pt \equiv \mu$$

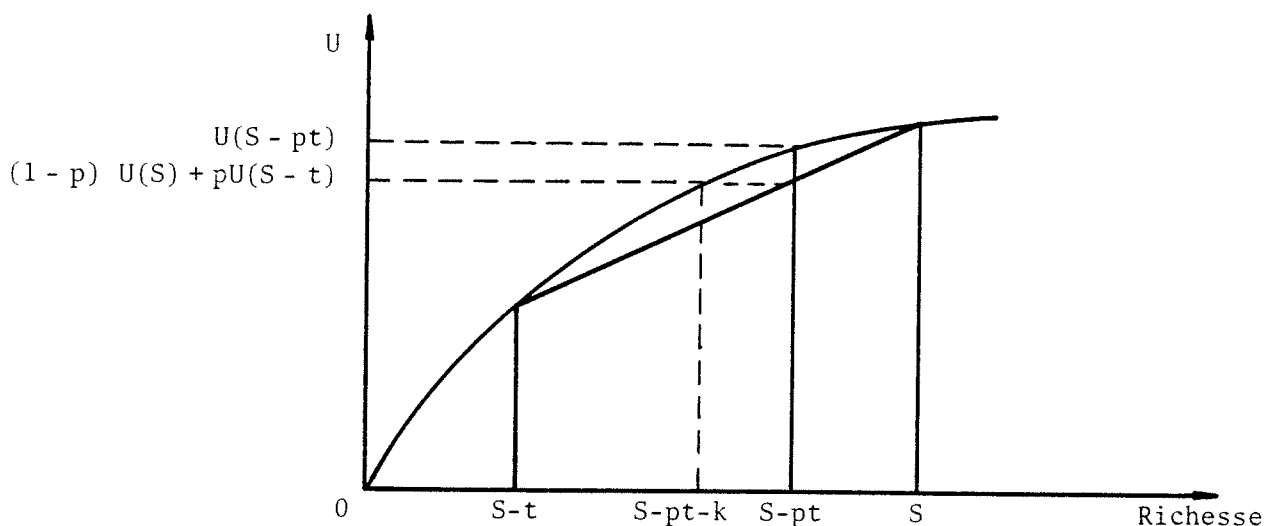
où S est la richesse initiale et t la perte monétaire due à la réalisation de l'événement. Maintenant, si un assureur offre à un individu "riscophobe" de couvrir son risque en échange du paiement d'une prime actuarielle égale à pt , il acceptera car

¹Boyer et Dionne (1983) utilisent le terme qualificatif "riscophobe".

$$(1.2) \quad U(S - pt) > (1 - p) U(S) + pU(S - t) \quad ^1$$

En d'autres termes, le niveau d'utilité que permet d'atteindre $(S - pt)$ est supérieur à celui correspondant à l'espérance d'utilité associée au scénario aléatoire.

Graphiquement, ce choix s'exprime ainsi :



Graphique 1

Maintenant en scrutant cette représentation graphique, on constate que cet individu préfère, étant donné sa fonction d'utilité et un risque particulier, un revenu certain à un revenu espéré de même valeur tant que la prime ne dépasse pas $(pt + k)$, la variable k pouvant représenter notamment la valeur des coûts administratifs et les profits².

¹L'hypothétique aversion des individus pour le risque implique que l'utilité marginale de la richesse est décroissante d'où la forme de la courbe de la fonction d'utilité du graphique 1.

²Ici la valeur de k est telle que

$$U(S - pt - k) = (1 - p) U(S) + pU(S - t) .$$

On mentionnera de façon plus précise que ces coûts comprennent, d'une part, les frais générés par la vente d'assurance, et d'autre part, les coûts résultant des réclamations. Et puisque les frais administratifs font partie intégrante du calcul de la prime d'assurance, il est possible de démontrer qu'une hausse de celle-ci, suite à une augmentation de ces coûts, peut inciter les individus à ne pas s'assurer (Dionne 1979). Algébriquement, cela signifie que pour un k donné soit \bar{k} , nous pouvons avoir :

$$(1.3) \quad U(S - pt - \bar{k}) < (1 - p) U(S) + pU(S - t)$$

Outre l'aversion des individus contre le risque et l'ampleur des coûts administratifs et des profits, le comportement des assureurs face au risque joue aussi un rôle prépondérant dans l'émergence d'un marché d'assurance.

Toutefois, on suppose généralement que ces derniers sont neutres par rapport au risque, en raison de l'application de la loi des grands nombres, c'est-à-dire que la quantité imposante de clients permet une grande distribution des risques¹.

Ainsi l'existence d'individus "riscophobes" garantit la présence d'un besoin à rencontrer alors que la neutralité des assureurs face au risque et la relative ampleur des frais administratifs et des profits, indiquent que celui-ci peut être satisfait. Par contre, afin de confirmer l'existence des marchés d'assurance, nous postulons que la composante de

¹Par contre, une certaine aversion des assureurs pour le risque peut justifier le nombre restreint d'événements aléatoires dits assurables et ainsi réduire l'ampleur de l'ensemble formé des marchés d'assurance.

la prime touchant le coût des opérations administratives et les profits est nulle.

Or le maintien de ces hypothèses peut raisonnablement s'appliquer au contexte québécois. Les résultats de l'étude de Friedman (1974), d'une part, montrent que les individus éprouvent de l'aversion pour le risque lié aux importantes dépenses suscitées par la modification aléatoire de l'état de santé. Par ailleurs, la réalisation de l'intervention publique du gouvernement du Québec sur le marché de l'assurance-santé repose en grande partie sur le fait que l'Etat, en l'occurrence l'assureur, peut distribuer les risques sur un nombre relativement élevé de contribuables.

Par conséquent, le maintien du postulat quant à l'aversion des assureurs pour le risque ne pose pas de problème particulier puisque l'assureur en présence semble virtuellement neutre face au risque.

Pour ce qui est des coûts administratifs, mentionnons que la possibilité d'économies d'échelle résultant d'une intervention qui permet de regrouper autant d'individus peut potentiellement réduire ce type de frais. Ainsi l'influence des frais administratifs dans le calcul de la prime devrait être un phénomène peu déterminant.

Nous pouvons aussi conclure qu'il en va de même pour l'effet des profits compris dans la valeur k , étant donné que ceux-ci ne devraient pas être élevés en raison du fait que la Régie d'assurance-maladie du Québec (R.A.M.Q.), en tant que monopole d'Etat, ne recherche pas nécessairement la maximisation des profits.

Or maintenant que nous avons défini le cadre théorique qui nous assure la présence desdits marchés, la condition d'équilibre de l'assureur, avec n individus, devient :

$$(1.4) \quad \sum_{i=1}^n P_i = \sum_{i=1}^n p_i q_i$$

où $\sum P_i$ représente la recette totale du paiement des primes et $\sum p_i q_i$, les remboursements d'assurance lorsque l'événement se produit.

A cet égard, sachant que dans un marché d'assurance concurrentiel la tarification correspond au coût marginal, c'est-à-dire que l'espérance de profit nulle y prévaut, nous postulons que le monopole en question tarifie aussi au coût marginal. Il s'agit donc du cas particulier où ce monopoleur d'Etat fixe un prix égalant simultanément les coûts et revenus marginaux de même que le coût moyen, effaçant ainsi les possibilités de profits.

Ainsi nous considérons que la prime est à caractère actuariel. Ce qui signifie qu'elle correspond au produit de la probabilité (ex ante) de la réalisation d'un événement particulier, laquelle est notée p , par le montant monétaire de la couverture d'assurance dont l'appellation mathématique est la variable q .

L'équation (1.4) suppose par ailleurs qu'il y a libre entrée dans les marchés (donc les profits espérés sont nuls)¹ et que

¹Cette hypothèse pouvant aussi être respectée par un monopole d'Etat qui a comme objectif d'équilibrer son budget.

le prix, en l'occurrence la prime, ne peut être influencé par l'action individuelle d'un assureur. Par conséquent, il s'agit d'un marché concurrentiel ou d'un régime étatique à budget équilibré.

Cette prime, qualifiée d'actuarielle, est aussi considérée comme étant pure en raison des précédents énoncés concernant l'absence de frais administratifs et de profits, et de l'hypothèse de neutralité des assureurs face au risque.

Si, de plus, les individus sont déclarés identiques, nous entendons par là que la fonction d'utilité, la richesse initiale et le degré de risque de chaque individu sont les mêmes, alors (1.4) se réduit à

$$(1.5) \quad P = pq$$

1.2. L'allocation optimale des ressources sous l'assurance

Or si l'on accepte la formulation des hypothèses qui justifient l'existence des marchés d'assurance et tracent le scénario d'une économie concurrentielle dans lesdits marchés, alors peut être posé le problème de la détermination de la couverture optimale.

En fait, il s'agit pour l'individu de maximiser son utilité en fonction de q , et ce dans un contexte aléatoire où deux états possibles interviennent. Conséquemment, celui-ci détermine sa couverture optimale en résolvant le problème de maximisation suivant :

$$(1.6) \quad \max_q EU = (1 - p) U(S - pq) + pU(S - pq - t + q)$$

De cette opération découle également une solution Pareto-optimale puisque la couverture qui est déterminée (sous la contrainte que $P(q)$ est égale à pq) constitue une solution d'équilibre concurrentiel. Celle-ci maximise, par définition, le bien-être de tous les individus.

Or à l'optimum, q égale t . Ce qui signifie que la couverture Pareto-optimale correspond à la pleine assurance.

Ainsi, pour ce faire, nous avons postulé que les individus sont identiques, donc qu'ils représentent le même risque pour l'assureur; excluant de ce fait le problème d'identification des risques individuels lorsque vient le temps d'établir le niveau des primes¹. Par surcroît, la probabilité p ne pouvant être l'objet d'une influence du comportement individuel, cela présuppose que les événements sont purement aléatoires, d'où l'apparition d'un second problème informationnel advenant le fait que cette dernière serait abandonnée.

En effet, si l'assuré est en mesure, par son attitude, de modifier les probabilités de réalisation de l'événement contre lequel il se protège financièrement à l'aide de l'assurance, nous verrons que l'assureur ne peut calculer adéquatement la prime et la quantité d'assurance qu'il doit vendre. Quoique nous constaterons également que les états de la nature peuvent être affectés par le comportement des individus, sans qu'une

¹Dans le but unique de simplifier la notation quant à la prime, nous avons aussi supposé que les individus ont une fonction d'utilité et une richesse initiale identiques.

mauvaise allocation des ressources ne soit impliquée, et ce, si les actions en question sont parfaitement observables par l'assureur. L'allocation optimale des ressources pourra donc être compromise par un de ces problèmes informationnels.

Néanmoins, si les individus sont identiques et les événements purement aléatoires (les autres hypothèses étant respectées) alors l'individu choisit la pleine assurance et l'allocation des ressources est optimale.

En résumé, la riscophobie des individus, la neutralité des assureurs face au risque ainsi que l'absence de frais administratifs et de profits justifient l'implantation de marchés d'assurance. Alors que, pour leur part, la présence d'individus identiques quant à leurs risques et l'aspect purement aléatoire des événements garantissent, de manière complémentaire et décisive, l'atteinte d'une allocation optimale des ressources (solution de premier rang).

A ce sujet, nous verrons que la reconsidération de ces deux derniers postulats ne remet pas en question l'optimalité telle que définie s'il n'y a pas de problème d'information en ce qui a trait à la détermination des probabilités liées aux divers états de la nature.

Les marchés d'assurance, de par leur simple présence, n'impliquent donc pas nécessairement la réalisation d'une allocation optimale des ressources sous l'assurance.

Les possibles sources d'inefficacité que nous avons abordées et la mauvaise allocation des ressources qu'elles entraînent commandent par conséquent une analyse plus détaillée du problème posé par l'asymétrie d'information.

1.3. Le risque moral et l'allocation des ressources

Ainsi les seules hypothèses qui devront être remises en question seront celles ayant trait au caractère purement aléatoire de la maladie et des pertes monétaires qui en émanent, de même que celles qui signifient que les individus sont identiques quant à leurs risques.

La reconsidération de ces postulats nous amènera naturellement à traiter de la source d'inefficacité qu'ils indiquent. Notre attention se portera beaucoup plus sur la discussion du problème d'information suscitée par l'abandon de la première hypothèse. En fait, pour ce qui est du contexte où les individus ne représentent pas le même degré de risque, nous nous bornerons à définir succinctement le rôle de l'asymétrie d'information. En effet, ce point particulier n'est pas pertinemment lié à notre sujet de recherche.

Or si nous admettons à présent qu'il est possible pour l'assuré d'affecter par ses actions la probabilité de réalisation de l'événement et/ou ex post le montant de la perte cela signifie, par exemple, que la maladie et les dépenses qui en découlent ne sont plus parfaitement aléatoires. Il convient alors de s'interroger sur les conséquences d'une telle possibilité sur la qualité de l'allocation des ressources.

Le fait que les actions des individus affectent la probabilité liée à une perte donnée et le montant qu'elle désigne, ne revêt toutefois de l'importance que dans la mesure où les modifications de comportement des individus sous l'assurance, ne sont observables par l'assureur qu'en vertu d'une canalisation de fortes sommes dans le développement et l'emploi de mécanismes d'acquisition d'information. Nous justifierons d'ailleurs plus loin cette affirmation.

Ces modifications de l'attitude de l'assuré en situation d'information asymétrique ont suscité l'élaboration d'un concept visant à discuter de ce phénomène et l'appellation de ce dernier est le risque moral. Ce dernier a fait véritablement son apparition dans la littérature économique à la fin des années soixante et au début de la décennie suivante pour être ensuite l'objet d'une discussion plus articulée à partir de la fin de cette dernière période.

Par conséquent, à la lumière de ce qui a été soulevé à ce stade-ci de l'exposé, nous pouvons exprimer que le risque moral découle essentiellement d'un problème d'information résultant de la relation principal-agent (Holmström 1979 et Shavall 1979a) laquelle met en présence l'assureur et l'assuré. De plus, on note que le contexte d'asymétrie d'information à la défaveur de l'assureur provient de son incapacité technique de scruter adéquatement le comportement de ses clients. A l'exemple de la sélection adverse qui se définit comme la difficulté qu'ont les assureurs (privés ou publics) à associer à chacun des individus le risque réel qu'il

constitue, le risque moral est un facteur engendrant aussi une mauvaise allocation des ressources sur les marchés d'assurance, la pleine information n'étant accessible aux assureurs que s'ils acceptent d'encourir des coûts élevés.

Cependant, bien qu'il soit une source d'inefficacité, nous verrons que le risque moral, quelque soit la forme qu'il prenne, n'élimine pas les marchés d'assurance (Dionne 1979 et Shave11 1979b).

De manière à mettre en relief ce problème informationnel et l'existence du risque moral, nous utilisons à nouveau l'approche où intervient une fonction d'espérance d'utilité avec deux états de la nature.

1.3.1. Les activités d'auto-protection et de marché

Postuler que les états de la nature sont indépendants des actions des individus nous oblige à faire abstraction du fait que les assurés, notamment les clients des assureurs offrant des polices d'assurance-incendie, peuvent réduire la probabilité qu'un feu se déclare dans leur résidence en faisant preuve d'une certaine prudence. D'autre part, cette hypothèse nous force à ignorer que l'assurance peut potentiellement amoindrir le désir des assurés d'abaisser le niveau de probabilité des pertes monétaires résultant des divers cas d'incendie.

Ce postulat nous contraint aussi à éviter d'aborder l'étude, par les individus, de la répartition des prix et des coûts dans les marchés des

biens et services, activité qui permet de restreindre le niveau potentiel des dépenses. De plus, la couverture d'assurance peut inciter les individus à moins prospecter le marché suite à la décision des assureurs de les dédommager de façon intégrale, étant donné, par exemple, la valeur monétaire représentée par la destruction partielle ou totale d'un bien lors d'un incendie.

L'existence des activités étant reconnue, il importe de discuter de l'effet de l'assurance sur le degré de pratique de celles-ci et de les définir plus précisément.

En fait, l'attitude du consommateur sous l'assurance peut se traduire par une variation à la baisse des activités de prévention et de prospection de ce dernier étant donné l'asymétrie d'information, d'où l'émergence du risque moral.

Dans cette perspective, les activités d'auto-protection définies par les auteurs Ehrlich et Becker (1972) permettent de réduire les risques en réduisant les probabilités des événements. Nous avons fait antérieurement allusion aux activités visant à contrer les possibilités qu'un foyer d'incendie se déclare, mais relativement au marché des soins les examens préventifs réguliers entrent aussi dans cette catégorie. De plus, on notera que celles-ci ne comportent pas nécessairement des coûts financiers quoique leur pratique génère toujours et de façon directe de la désutilité. Néanmoins, notre approche ne tient pas compte des coûts non-monétaires.

Aussi peut-on noter algébriquement les activités d'auto-protection par la variable x et par c , le prix unitaire de celles-ci. De plus, sachant que les auteurs dont il est question posent que $p'(x)$ est inférieure à zéro, donc que la probabilité de perdre t varie inversement avec le niveau de pratique de ces activités et que $p''(x)$ est supérieure à zéro alors nous pouvons réécrire (1.6) et ainsi obtenir :

$$(1.7) \quad EU = [1 - p(x)] U[S - p(x) q - cx] + p(x) U[S - p(x) q - cx - t + q]$$

Or Dionne (1979) montre qu'en maximisant cette expression par rapport à x , l'assuré peut avoir intérêt à mettre en pratique des activités d'auto-protection de manière à ne pas hausser sa prime¹; x étant ici parfaitement observable par l'assureur, ce dernier ajuste la prime en conséquence.

Puis en dérivant (1.7) par rapport à q et compte tenu de la précédente maximisation de la même expression par rapport à x , tout en reconnaissant que x est fonction de q et donc que la prime P est maintenant égale à $p[x(q)]q$, Dionne (1979) montre cette fois que la pleine assurance est optimale sous les conditions définies initialement et lorsque l'assureur est parfaitement informé du niveau d'activités d'auto-protection de ses clients². Dans ce contexte, l'allocation des ressources est optimale même si les événements ne sont plus purement aléatoires.

¹Un quelconque niveau élevé de c peut éliminer tout effet de l'assurance sur le degré de pratique de ces activités. En effet, un coût c trop élevé peut rendre la variable x égale à zéro quelque soit q .

²Pauly (1974a) fut le premier à démontrer cette proposition.

Par contre, si l'assureur ne peut en aucun cas observer x en raison de la nécessité d'utiliser une technologie trop coûteuse, l'assuré maximise (1.7) en fonction de q sans tenir compte du fait que l'assureur tarifie à partir du niveau de x . Et l'auteur en question constate, qu'à l'optimum, l'assuré se procure une pleine assurance ($q^* = t$) et ne pratique plus d'activités du type concerné ($x^* = 0$)¹. Il s'agit là d'une première forme de risque moral puisque la couverture d'assurance incite l'assuré à ne plus produire d'activités d'auto-protection.

De plus, Dionne (1979), en tenant compte du postulat de Shavell (1979b) à l'effet que l'assuré se procure sa quantité totale d'assurance (q) du même vendeur et donc que q est observable, démontre que le risque moral n'efface pas le marché des assurances. Cette démarche lui permet aussi de montrer que la couverture partielle relativement à la pleine assurance réduit l'ampleur du risque moral sans l'éliminer (si la valeur de c n'est pas trop élevée).

Dionne (1979) montre que la couverture optimale (q^*) est supérieure à zéro lorsque cette variable est approximée par x en posant :

$$(1.8) \quad P = p[x(q)]q$$

¹Dans le cas des biens irremplaçables telle la santé, Dionne (1979) prouve à l'aide d'une fonction d'utilité dépendante des états de la nature qu'il n'y a pas nécessairement absence d'activités d'auto-protection sous un régime de pleine assurance lorsque la couverture de ce dernier ne concerne que la perte monétaire. Par contre, avec une fonction d'utilité dépendante des états de la nature où la couverture d'assurance n'est plus limitée aux pertes monétaires mais peut aussi compenser les pertes d'utilités autres que celles dues aux pertes exclusivement financières, Dionne (1982a) démontre que l'ampleur du risque moral dans ce contexte, relativement à celui déterminé par une approche où la fonction d'utilité est indépendante des états de la nature (c'est-à-dire dans laquelle les biens sont parfaitement remplaçables), est indéterminé en ce sens qu'il peut être inférieur, supérieur ou même égal.

et en indiquant que l'individu maximise l'expression suivante en fonction de q à savoir :

$$(1.9) \quad \max_q EU = [1 - p(x(q))] [U(S - p(x(q)) q - cx(q)) \\ + p(x(q)) U[S - p(x(q)) q - cx(q) - t + q]]$$

Quant à l'activité de marché, soit le furetage de la part du consommateur, nous retenons la définition de Dionne (1979) à savoir qu'elle constitue une recherche du plus bas coût possible en vue de l'achat d'un service ou bien, compte tenu de la dispersion des coûts dans le marché; dispersion qui est due à la présence de prix différents pour un même service et de quantités différentes de services offerts pour un même événement. De façon concrète, le furetage peut se traduire par la recherche, pour un traitement médical précis, du plus bas coût possible tout en reconnaissant que la pratique de cette activité affecte de facto la probabilité de dépense sans nécessairement diminuer ex post le coût inhérent à l'utilisation du service.

A cet égard, Dionne (1979) montre que l'augmentation de la couverture d'assurance lorsque les activités de furetage ne sont pas observables provoque une baisse du niveau de pratique de cette activité et que les bénéfices potentiels sont dès lors restreints.

Or pour prouver que le niveau optimal de production de ces activités (x^*) décroît avec la hausse de la couverture ($1 - \alpha$), l'auteur maximise cette équation d'espérance d'utilité en fonction de x soit :

$$(1.10) \quad \max_x EU = (1 - p) U(S - P(\alpha)) + p[(1 - \psi(x)) U(S - P(\alpha) - cx - t_1 + q_1) + \psi(x) U(S - P(\alpha) - cx - t_2 + q_2)]$$

où x représente les activités de marché, c leur coût unitaire, α le taux de coassurance (où $0 \leq \alpha \leq 1$)¹, t_i la perte (pour $i = 1, 2$), q_i la quantité d'assurance (tel que $q_i = (1 - \alpha)t_i$), $\psi(x)$ la probabilité d'encourir la perte t_2 et $(1 - \psi(x))$ celle d'avoir à réaliser la dépense t_1 .

Par contre, comme c'était le cas pour les activités d'auto-protection, la pratique des activités de marché peut être absente même si la couverture est nulle, advenant le fait que le niveau de la variable c est jugé trop élevé par le consommateur. En pareilles circonstances, il n'y a pas lieu de discuter du rôle de l'asymétrie d'information sur le comportement de l'assuré.

Par conséquent, de façon générale, l'asymétrie d'information favorise une augmentation des dépenses; ce qui correspond à du risque moral².

¹La coassurance (α) est la fraction de la dépense (perte) prise en charge par l'assuré. Pour ce chapitre et ceux qui suivent, nous retiendrons cette notation.

²Dans le contexte québécois, l'homogénéité des tarifs pour un même service, en raison de l'application d'un régime universel sous lequel les médecins sont des agents contractuels, réduit l'importance de cette forme de risque moral. Mais elle n'est pas éliminée car la dispersion des coûts subsiste à cause des quantités offertes de services qui, pour un même événement, peuvent varier d'un médecin à l'autre.

1.3.2. L'influence directe de l'assuré sur le montant de la perte

A l'instar du furetage, il s'agit ici d'une forme de risque moral occasionnant une hausse des coûts. Si quelques auteurs, dont Dionne (1979), Ehrlich et Becker (1972), Marshall (1976a, b), Pauly (1974a) et Shavell (1979a, b), montrent clairement que certaines influences particulières des individus sur l'aspect aléatoire de la réalisation des événements¹ sont des formes de risque moral, et par conséquent, des sources d'inefficacité en raison de la mauvaise allocation des ressources qu'elles impliquent, l'augmentation des dépenses de l'assuré, issue de sa souveraineté décisionnelle et de la subvention accordée par le régime d'assurance auquel il a adhéré, n'est pas unanimement et uniquement perçue comme du risque moral.

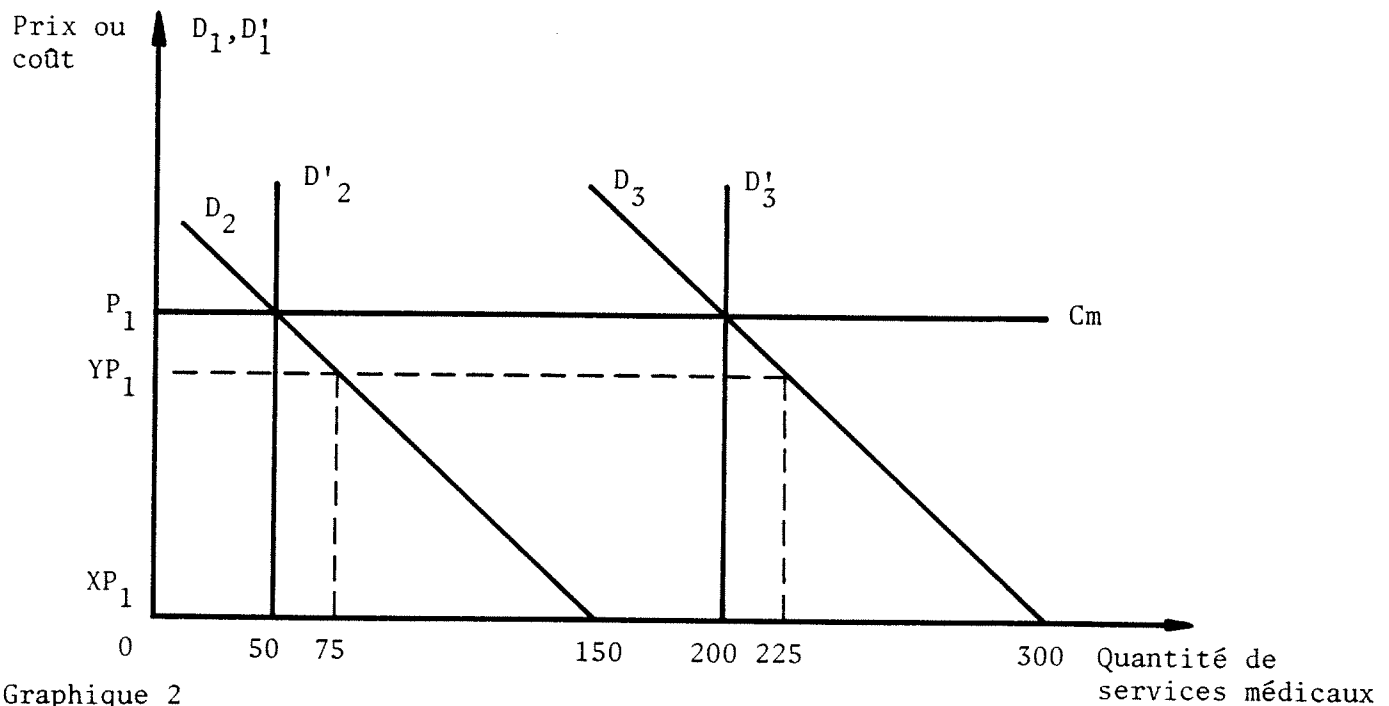
Certains chercheurs tels Phelps et Newhouse (1972), Freiberg et Schutchfield (1976) ainsi que Joseph (1972)² ont estimé le risque moral à partir de la mesure empirique de l'élasticité-prix de la demande des services médicaux (ou hospitaliers selon l'étude concernée) en appliquant l'approche de Pauly (1968). En effet, dans cet article, toute variation de quantité demandée suite à une baisse de prix due à l'assurance est interprétée comme l'évaluation directe de ce risque moral. D'autre part, Pauly (1968) considère, à juste titre, l'accroissement des dépenses de l'assuré comme une résultante de la rationalité économique dont fait preuve le consommateur type lorsqu'il bénéficie d'une subvention touchant un produit ou service duquel il fait l'utilisation.

¹Lire baisse du nombre d'activités de marché et/ou d'auto-protection lorsqu'il y a un problème d'information défavorisant l'assureur.

²Ces deux dernières études se préoccupent de l'influence de l'assurance sur le niveau de consommation des services hospitaliers alors que Phelps et Newhouse (1972) relie la couverture d'assurance à l'utilisation des services médicaux.

La représentation graphique suivante (graphique 2) est tirée de l'article de Pauly (1968) et met en relief l'effet de la variation de la coassurance¹, étant donné un groupe de courbes de demande pour les services médicaux qui diffèrent selon l'individu, et le degré de gravité de la maladie qui afflige ce dernier.

Dans ce cas précis, nous considérons deux types de courbe de demande individuelle (D, D') auxquels sont rattachés trois états de santé ("bonne santé" (M_1 tel que $D_1 =$ axe des prix), "malade" (M_2), "très malade" (M_3)). De plus, dans ce scénario, pour un même i (où $i = 1, 2, 3$), les courbes D_i, D'_i et la courbe de coût marginal (C_m) s'entrecoupent au même point.



¹Dans le prochain graphe, le taux de coassurance correspond successivement aux variables X et Y , ces niveaux étant par définition compris entre 0 et 1 inclusivement.

Cet agencement particulier permet de montrer que deux individus atteints de la même maladie M_1 et consommant la même quantité de services médicaux au coût marginal (en l'occurrence aucune unité pour M_1 , 50 unités pour M_2 et 200 unités pour M_3) ne réagissent pas de manière identique à l'introduction d'un régime de coassurance. En effet, l'élasticité de leurs courbes respectives de demande ne diffère pas (mise à part celle des courbes D_1 et D'_1).

Par ailleurs, si nous fixons, dans un second temps, à Y le taux de coassurance, pour D'_2 la quantité demandée de services médicaux s'établit maintenant à 75 unités comparativement à 150 quand la couverture d'assurance est complète. Et nous pouvons exprimer que cette variation de 75 unités dans la consommation était interprétée par les économistes que nous venons d'invoquer (avant du moins l'intervention de Marshall (1976a, b) que nous abordons plus loin) comme la mesure exacte de la réduction du risque moral que permet un régime de partage des coûts. Ainsi, selon eux, il n'y a absence de risque moral que lorsque la courbe de demande est inélastique.

En fait, sous l'assurance, le comportement de l'individu se traduit comme suit : suite à la signature d'un contrat de coassurance, l'assuré consomme des unités supplémentaires de services jusqu'à ce que la valeur qu'il attribue à la dernière unité soit égale au prix qu'il doit déboursier.

Sous un régime de pleine assurance, notamment, la coassurance est égale à zéro ($X=0$) et le patient cesse de consommer un service (ou un bien) particulier à partir du moment où il n'accorde plus aucune valeur à la

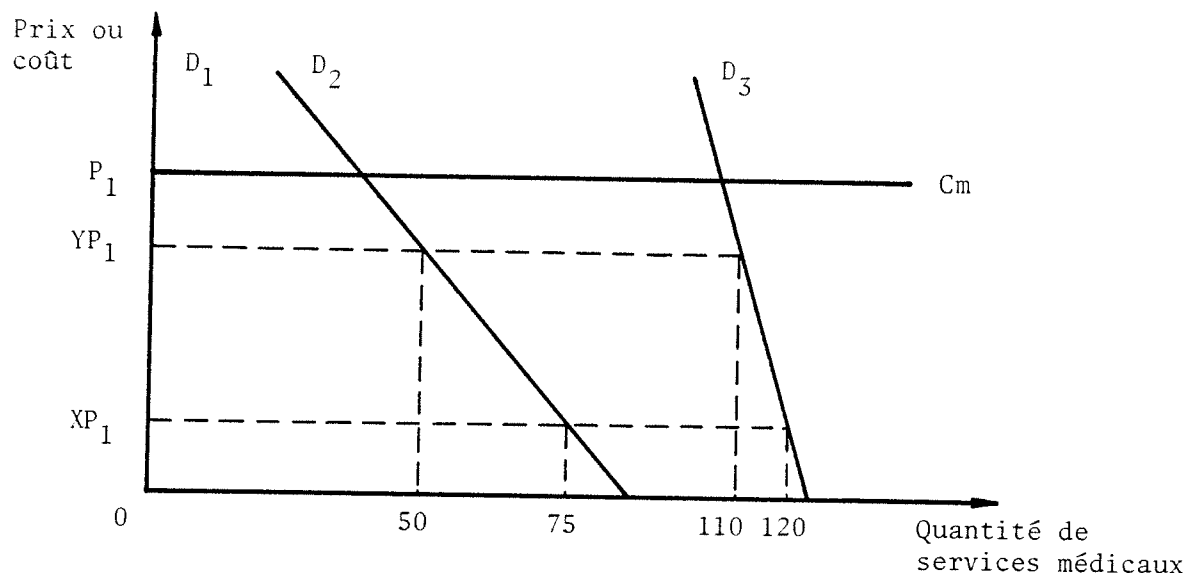
dernière unité. L'augmentation de la consommation sous l'assurance repose par conséquent sur un fondement rationnel.

Quant au graphique 2, il implique d'autre part, que pour un même prix (posons YP_1), l'individu "très malade" (D_3) est disposé à consommer une quantité de services médicaux plus élevée (225 unités) que celle qu'il aurait choisie (75 unités), s'il eût été atteint d'une maladie moins sérieuse. Pour une même quantité demandée, le prix s'accroît donc avec la détérioration de l'état de santé.

Il est permis toutefois de concevoir un agencement tel que les courbes concernant le même individu (D_2 et D_3) ne sont pas parallèles comme dans la représentation graphique de Pauly (1968); sachant que dans celui-ci lorsque l'état de santé varie, pour chaque niveau de quantité (prix), un même individu consent à déboursier (acheter) un(e) prix (quantité) proportionnellement plus élevé(e).

Le graphique 3 constitue une variante du précédent et représente une situation où un seul individu fait face, de façon aléatoire, à trois états de santé distincts. La variante réside ici dans l'élasticité-prix qui varie avec le type de maladie.

Nous supposons plus précisément que les courbes de demande pour les services médicaux deviennent de moins en moins élastiques à mesure que l'état de santé se détériore. Ceci implique que le consommateur tient à utiliser un plus grand nombre de services médicalement requis quand la maladie s'avère plus grave.



Cette approche permet donc de postuler que le risque moral revêt moins d'importance si la consommation est la conséquence d'une maladie sévère. Or puisque les divers régimes de partage des coûts visent à combattre le risque moral, le niveau du taux de coassurance et/ou du copaiement imposé par les assureurs devrait tenir compte de la gravité de la maladie¹. Sous réserve que l'observation exacte de l'état de santé par les assureurs est réalisable et suffisamment peu coûteuse.

Marshall (1976a, b), quant à lui, est beaucoup plus circonspect et n'attribue pas la variation de la consommation des services médicaux suite au changement de la couverture au simple fait que la relation assureur-assuré est caractérisée par l'asymétrie d'information.

¹A moins que l'objectif poursuivi par les assureurs concernés soit l'accroissement du financement du régime par l'assuré sans égard au risque moral.

Un des principaux contre-arguments de Marshall (1976a, b) ayant pour objectif de remettre en question la définition du risque moral de Pauly (1968) repose sur la mise en relief de la réallocation efficace des ressources causée par l'introduction d'un système de répartition des risques et donc à la vente de contrats d'assurance.

Sa contribution au débat consiste à montrer que la réallocation des ressources qui s'opère à la suite de l'adhésion de l'individu à un régime d'assurance n'équivaut pas uniquement à du risque moral.

Pour ce faire, Marshall (1976a) remanie et réinterprète l'exemple numérique de Zeckhauser (1970) dont le but est d'évaluer la consommation de l'assuré étant donné une fonction d'utilité dépendante des états de la nature (U_i (consommation des services médicaux, consommation des autres types de biens et services) pour $i = 1$ (bonne santé), 2 (appendicite) et 3 (cancer)).

Compte tenu des probabilités respectives et fixes de chaque état de santé (p_i), de la prime ($P(\alpha)$) où α est le taux de coassurance et la variable de décision quant à la maximisation de l'utilité, de la consommation des services médicaux à l'optimum (t_i^*) et de la richesse (S_i) soit l'autre type de consommation, Zeckhauser (1979) établit comme suit sa fonction d'espérance d'utilité dépendante des états de la nature :

$$(1.11) \quad \sum_{i=1}^2 p_i U_i(t_i^*(\alpha), S_0 - P(\alpha) - t_i^*(\alpha))$$

où $S_i = S_0 - P(\alpha) - t_i^*(\alpha)$ avec S_0 comme richesse initiale.

Et selon Marshall (1976a), certains résultats de ce dernier, concernant l'estimation de la consommation des services médicaux en fonction de l'état de santé, proposent une dépense espérée de 94,74\$ en l'absence d'assurance et un montant espéré de 247,82\$ lorsqu'il s'agit d'un régime contingent où prévaut une information parfaite. La couverture d'assurance dans ce cas provoque une augmentation dans le niveau escompté de consommation de 153,08\$. Et celle-ci doit être considérée comme une réallocation efficace des ressources : sous ce régime contingent le risque moral est inexistant car il n'y a pas d'asymétrie d'information¹.

Marshall (1976a) évalue de plus la consommation attendue de l'assuré quand celui-ci est totalement libre de dépenser le montant qu'il désire (c'est-à-dire que l'individu signe un contrat d'assurance qui lui "donne carte blanche" en matière de consommation). Suite à ses calculs, il estime à 275,35\$ le montant dépensé et espéré sous ce régime, soit le montant de la prime actuarielle (266,08\$) ajouté aux dépenses espérées qui ne sont pas couvertes (9,27\$)².

Or en déduisant de cette dépense espérée celle occasionnée par le régime contingent, il obtient le montant espéré de 27,53\$ comparativement à celui de 180,61\$ découlant du passage de l'absence de couverture à un contexte où le consommateur assuré a carte blanche.

¹En situation de parfaite information, la consommation espérée égale la consommation réalisée.

²La totalité du montant dépensé et espéré (275,35\$) étant donné un régime d'assurance avec carte blanche a été calculé à partir d'un taux optimal de coassurance ($\alpha^* = 0,03367$). De plus, soulignons qu'il n'est pas certain que le consommateur s'assure puisque les primes des divers régimes mentionnés sont fonction de son comportement anticipé lorsque ceux-ci s'appliquent.

Le véritable risque moral équivaut à 15,2% soit le rapport entre ces deux dépenses espérées (27,53\$/180,61\$). L'application de la définition du risque moral de Pauly (1968) n'aurait retenu que la somme espérée de 180,61\$ et conséquemment la totalité de la réallocation des ressources provoquée par l'assurance.

La clé de l'argumentation de Marshall (1976a, b) quant à l'allocation efficace des ressources sous l'assurance est son interprétation de l'effet-revenu issue de la réduction de prix que permet l'assurance. En abaissant le coût marginal payé par le consommateur en-deçà du coût marginal de produire le service, l'assurance accroît le revenu de l'assuré qui est malade. Alors ce revenu accru en vertu de l'assurance et suite à la contraction d'une maladie quelconque suscite nécessairement une augmentation de la consommation par rapport au niveau initial lorsqu'il n'y avait pas de couverture et que l'individu était en bonne santé, et ce, si l'élasticité-revenu de la demande est positive. Ainsi, l'effet-revenu affecte directement la consommation et dépend simultanément des états de la nature et de l'élasticité-revenu.

Cette redistribution de la richesse entre les deux états possibles de santé est donc permise grâce à l'assurance et suscite une augmentation de la consommation laquelle est considérée par Marshall (1976a, b) comme une allocation efficace des ressources face à une situation aléatoire.

L'auteur en question aborde ainsi la problématique posée par les conséquences de l'assurance sur la consommation en analysant le comportement

du consommateur lorsqu'il évolue dans un contexte aléatoire et qu'il existe des possibilités d'assurance. De cette façon, il évite de ne considérer que l'aspect subvention à la consommation de la couverture d'assurance et de ne traiter que du rôle de l'élasticité-prix de la demande.

Marshall (1976b) représente graphiquement la mise en relief de l'allocation efficace des ressources sous l'assurance en s'inspirant d'un diagramme-type servant à analyser le processus de recherche d'une politique optimale en situation d'échange. Pour ce, il utilise le modèle néo-classique de la théorie de l'échange, lequel inclut deux biens qui sont, dans cette approche, l'assurance de marché et l'auto-assurance¹.

Par ailleurs, Dionne (1979) reformule cette démarche en fonction du modèle que nous avons mis en relief et qui nous permet de déterminer la couverture optimale d'assurance. Le modèle élaboré se définit ainsi :

$$(1.12) \quad \max_y EU = (1 - p) U(S - y) + pU(S - l(y))$$

Ici y correspond au montant monétaire consacré à la pratique d'activités d'auto-assurance et $l(y)$ à la perte totale (ou nette) compte tenu du niveau de y et de ses effets sur la perte qui est encourue par la réalisation de l'événement $l^*(y)$. Ainsi, $l(y)$ égale $l^*(y) + y$. De plus, $l'(y)$ et $l''(y)$ sont respectivement inférieure et supérieure à zéro.

¹Les activités d'auto-assurance permettent d'influencer le montant de la perte si l'événement se produit sans affecter la probabilité de réalisation de ce dernier. Elles ont été définies pour la première fois par Ehrlich et Becker (1972). Ceux-ci considèrent par ailleurs que les activités d'auto-protection sont un complément à la couverture d'assurance alors que l'auto-assurance constitue un substitut.

La courbe reliant les points B et D indique les possibilités de production alors que la droite E représente les prix relatifs entre les deux états de la nature lorsqu'il y a possibilités d'échange. Le point A, comme nous l'avons mentionné auparavant, est le point d'équilibre sans échange. Les points B et C, quant à eux, constituent respectivement les points d'équilibre de production et de consommation avec échange. On remarque ici que la prime actuarielle (P) élimine la pratique de l'auto-assurance (en B, $y^* = 0$) et que l'assurance de marché est plus efficace que l'auto-assurance ($S - P > S - l(S)$).

Plus précisément, au point A se rattache la coordonnée représentée par le couple $S - l(y^*)$ et $S - y^*$. Or selon la théorie de l'échange, ces données situées respectivement en ordonnée et en abscisse sont considérées comme des décisions optimales de consommation et de production lorsque les marchés d'assurance sont inexistant, ce point de tangence impliquant en pareil contexte la courbe d'indifférence la plus élevée soit la courbe I. De plus, la courbure des courbes d'indifférence et de transformation est telle que le point en question est perçu comme étant unique.

Par la suite, si nous postulons qu'il y a possibilités d'assurance au prix actuariel, cela implique que l'individu doit maximiser une nouvelle fonction d'espérance d'utilité à savoir :

$$(1.14) \quad EU = (1 - p) U(S - pq - y) + pU(S - pq - l(y) + q)$$

A laquelle correspond la relation suivante, si nous maximisons ladite fonction par rapport aux variables q et y et opérons ensuite par substitution :

$$(1.15) \quad -l'(y) = \frac{(1 - p)}{p}$$

Maintenant l'assurance provoque un nouvel échange de richesse entre les états de la nature. Ce qui est en correspondance avec ce que nous montre une analyse théorique traditionnelle du processus d'échange entre deux biens. Soit que le libre échange en faisant place à l'autarcie suscite une variation du niveau optimal de production et de consommation des biens, c'est-à-dire une réallocation des ressources.

La couverture d'assurance modifie donc les décisions de l'individu puisqu'elle déplace son niveau de production en B et son niveau de consommation vers le point C¹ alors qu'initialement ils se situaient tous les deux au point A. Et à ce nouvel équilibre entre les taux marginaux de transformation et de substitution est liée la couverture optimale d'assurance; laquelle a été définie comme étant la pleine assurance lorsque la prime est à caractère actuariel et que la probabilité de perte (calculée ex ante) n'est aucunement influencée par le comportement de l'assuré. Ce qui explique qu'au nouveau point d'équilibre C, les niveaux de richesse de chacun des états de la nature égalent simultanément S - P situant ainsi le niveau de consommation sur la bissectrice.

Vue sous cet angle, la présente modification du comportement de l'individu, soit la hausse de la consommation due à l'assurance étant donné un niveau de richesse plus élevé si l'événement se produit ($S - P > S - l(y^*)$), ne constitue pas du risque moral mais une allocation efficace des ressources dans une perspective aléatoire.

¹La baisse de y^* s'explique par le fait que le côté droit de l'équation (1.15) est supérieur à celui de (1.13).

1.4. Solutions applicables par l'assureur pour combattre ces formes de risque moral

En ce qui concerne la baisse des activités d'auto-protection sous l'assurance alors que le comportement de l'assuré est difficilement observable par l'assureur, Shavell (1979b) montre que cette attitude de l'assuré ne suscite pas la disparition des marchés d'assurance et que la couverture partielle réduit l'importance du risque moral qu'implique la pleine assurance.

Marshall (1976a, b) tout en démontrant que la réallocation des ressources issue de l'assurance ne doit pas être associée uniquement au phénomène du risque moral, affirme que les assureurs le maîtrisent relativement bien grâce aux politiques de partage des coûts (coassurance, ticket modérateur (copaiement), déductible, ...) et à l'acquisition d'information sur le comportement des assurés.

Cette dernière solution n'est cependant à envisager que dans la mesure où son application n'est pas jugée trop coûteuse. Il peut s'avérer en effet onéreux de vouloir contrôler et observer par exemple les actions d'auto-protection individuelles. Tous ces remèdes, sans l'annihiler, permettent de réduire la perte de bien-être découlant de cette forme de risque moral.

Relativement au concept de furetage, Dionne (1979) démontre, étant donné la difficulté d'observation par l'assureur du niveau de production des activités de marché de son client, que si la détermination de

la prime n'est pas reliée auxdites activités alors l'assurance favorise une hausse potentielle des dépenses via la baisse simultanée des activités de furetage et des possibilités de gains.

Dans cette perspective, une solution pour contrevenir partiellement à cette forme de risque moral demeure la coassurance et plus particulièrement le régime complet de coassurance. Celui-ci couvre les dépenses directes inhérentes au furetage au même titre, par exemple, que les dépenses émanant d'un traitement médical particulier, sans toutefois rembourser les frais indirects des activités de marché¹.

Pour ce qui est de réduire l'effet direct de l'assurance sur la consommation, Pauly (1968), tout comme Marshall (1976a, b) et bon nombre de chercheurs, propose la mise en application des mêmes instruments que ceux cités dans le cas de la baisse des activités d'auto-protection et de marché.

En fait, le partage des coûts permet de lutter contre chaque forme de risque moral puisqu'il rend l'assuré partiellement responsable de toutes dépenses ou pertes, et ce, quelques soient les facteurs qui en seraient la conséquence; incluant ainsi le rôle que jouent les facteurs morphologiques et héréditaires concernant le niveau des dépenses de santé.

¹Concernant le furetage et compte tenu du fait que le régime québécois d'assurance-maladie garantit pour un même service l'homogénéité des tarifs, la dispersion des coûts ne correspond qu'aux variations de quantités offertes de services qui, pour un même événement, peuvent varier d'un médecin à l'autre. Or le rôle de l'offreur sera l'objet d'un chapitre suivant. Bien entendu, pour un même événement, la quantité demandée peut également varier.

Cependant, il est logique d'exprimer que la coassurance ne vise qu'à exercer une pression sur l'individu pour qu'il modifie certaines facettes de son comportement altérées par l'assurance, et qu'il peut effectivement contrôler, en l'occurrence le furetage et l'auto-protection.

Or bien que le partage des coûts diminue la consommation et possiblement le risque moral, la variation qui affecte l'ampleur du risque moral est difficilement quantifiable. En fait, suite à la contribution de Marshall (1976a, b), l'emploi de l'élasticité-prix de la demande à titre d'évaluation du risque moral s'avère une faute d'estimation et d'interprétation.

Outre la coassurance, le ticket modérateur¹ et le déductible, Marshall (1976a, b) souligne que les modalités de certains contrats d'assurance limitent les actions des assurés quant à leurs dépenses en stipulant que seuls des remboursements spécifiques pour une maladie donnée seront accordés, indépendamment des décisions de consommation. L'application de ces régimes contingents pose cependant des problèmes s'il s'agit de protéger les individus, par exemple, contre les dépenses de santé, puisque le véritable état de santé et le traitement qu'il requiert en cas de maladie restent difficilement observables pour l'assureur². Pour contrer ce

¹Le copaiement peut se convertir en un taux de coassurance se modifiant selon le type de service, et par le fait même la précédente interprétation de la coassurance sur le niveau de consommation correspond aussi aux conséquences qu'implique l'introduction d'un copaiement dans un régime d'assurance. Mathématiquement, cela signifie que pour un service unique au taux de coassurance X correspondra un copaiement Z qui égalera $X\Gamma$ où Γ est le prix du service.

²Ce point met en évidence une possibilité sur laquelle ne se penche pas Pauly (1968) : l'assuré peut surestimer volontairement le degré de détérioration de son état de santé. Au chapitre 3 (Partie I), nous nous attardons sur ce cas précis de risque moral.

problème d'information, un arbitre notamment un professionnel de la santé à l'emploi de l'assureur serait une solution. A la limite, le médecin traitant pourrait constituer l'assureur¹.

Zeckhauser (1970) démontre par voie d'application qu'une coassurance uniforme concernant toutes les possibilités de maladie n'est pas efficace si l'assuré peut par son comportement affecter le niveau des dépenses, et si le remboursement est déterminé à partir de ce montant. Conséquemment, il constate que le partage des coûts devrait être fonction de l'état de santé. Une telle solution recèle les mêmes inconvénients puisque cette adaptation requiert une observation adéquate de l'état de la nature.

Il apparaît donc qu'aucun de ces remèdes ne permet de résoudre parfaitement le problème posé par l'asymétrie d'information et que ce sont toutes des solutions de second rang.

¹Nous considérons ici que le médecin joue un rôle neutre. Par contre, dans le chapitre 4 de cette partie, nous introduisons le rôle intermédiaire du médecin dans la relation assureur-assuré de manière à faire ressortir le comportement de ce dernier sous l'assurance.

CHAPITRE II

Revue critique des études empiriques concernant la modification du partage des coûts

La théorie économique nous permet de prédire le sens de la variation du niveau de quantités demandées suite à une baisse ou une hausse de prix. En tant que produits de consommation et biens supérieures, les services médicaux obéissent à ladite loi de demande.

Des études recensées font état d'une diminution de la couverture d'assurance, donc d'une hausse de prix pour le consommateur. D'autres s'intéressent à une augmentation de la couverture d'assurance. A propos de l'application d'un ticket modérateur ou d'une hausse de la coassurance, nous supposons, afin de concilier les résultats générés par une hausse de couverture avec l'impact de ces mesures, qu'il y aurait eu une modification de même ampleur du niveau d'utilisation sauf qu'elle eût été négative; nous posons implicitement que le niveau de quantités demandées égale celui atteint par l'utilisation effective.

Cette mise au point est importante car Phelps et Newhouse (1972) proposent qu'il y ait un effet asymétrique de la variation de l'assurance sur l'utilisation : une variation donnée du taux de coassurance n'entraînerait pas la même modification en pourcentage (et en valeur absolue) du niveau de consommation qu'une autre variation de la coassurance de même ampleur mais de signe contraire. Ils invoquent notamment la présence de contraintes à caractère institutionnel dans les marchés pour justifier ce postulat¹.

¹A l'encontre de ces auteurs, nous considérons que le comportement des consommateurs vis-à-vis une baisse et une hausse de prix égales en valeur absolue sera identique en termes de quantités demandées.

Nous proposons comme exemple les conséquences d'une variation de la coassurance médicale sur la satisfaction des besoins des patients d'un médecin. En premier lieu, une baisse de prix peut créer un volume excédentaire de quantités demandées en vertu d'une capacité technique et structurelle liant à court terme cet offreur de services. Un indice de ce fait correspondrait à l'observation d'une file d'attente au bureau de réception de son cabinet. D'autre part, une hausse de prix égale en valeur absolue à la première variation ne devrait pas poser ce genre de déséquilibre étant donné une correspondance proportionnelle de la consommation effective et du niveau de quantités demandées, toutes choses étant égales par ailleurs.

Par conséquent, deux modifications identiques du prix des services médicaux, mais de signe opposé, pourraient avoir en termes de quantités consommées des implications distinctes sur le niveau de ce type d'utilisation. D'un point de vue strictement théorique, il ne nous apparaît pas toutefois de raison apparente qui confirmerait l'émergence d'effets asymétriques.

Par ailleurs, toutes les études traitées dans ce chapitre¹ sont tirées de la revue de la littérature de Newhouse (1978) couvrant les effets d'une variation de la couverture d'assurance sur l'utilisation des services médicaux, hospitaliers, dentaires et pharmaceutiques².

¹ Les effets sur la santé des individus ne sont pas considérés de façon explicite dans cette étude.

² Sauf Badgley et Smith (1979), Beck (1973) et Newhouse et al. (1981).

D'autre part, quelques-unes de ces recherches¹ font l'objet d'une attention particulière qui distingue la présente recension de celle de Newhouse (1978).

Relativement aux autres études retenues, nous ne rapportons que les résultats tels que mis en relief par cet auteur en raison des embûches posées par la volonté de retracer ces recherches, ou bien de la trop grande faiblesse méthodologique de ces dernières.

2.1. Effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des services médicaux

2.1.1. Les études américaines

La première étude que nous abordons est celle de Scitovsky et Snyder (1972)². Ceux-ci ont mesuré l'impact d'une augmentation de la coassurance de 0 à 25% sur l'utilisation des services médicaux, en particulier les visites à caractère médical. Ce qui comprend les visites au bureau et à l'hôpital de même que celles faites par les médecins à la maison du patient. Ils ont aussi quantifié l'effet de la hausse de prix sur l'utilisation des services auxiliaires.

L'analyse de la conséquence de cette modification du régime d'assurance a été réalisée à partir d'un même groupe d'individus comprenant 2 567 membres et a comparé l'utilisation des assurés en 1966, au moment où

¹Sauf Brian et Gibbens (1974), Davis et Russell (1972), Feldstein (1971), Hardwick, Shuman et Barnoon (1972), Heaney et Riedel (1970), Hill et Veney (1970), Newhouse, Phelps et Schwartz (1974), Roemer et al. (1975), Rosenthal (1970), Rosett et Huang (1973) et Straight (1962).

²Il s'agit des mêmes auteurs dans le cas de l'étude que nous attribuons plus loin à Scitovsky et McCall (1977), après 1972, Mademoiselle Snyder étant devenue Madame McCall.

ils bénéficiaient d'une pleine assurance, avec celle qui prévalait en 1968, soit quelques mois après l'entrée en vigueur de la nouvelle couverture, laquelle a eu lieu le premier avril 1967.

Ces membres étaient des clients de la clinique Palo Alto située près de l'Université Stanford et la majoration de la coassurance fut décidée en raison d'une sous-estimation du niveau d'utilisation des services offerts, et par conséquent des coûts. Selon les auteurs, la hausse de la coassurance qui a été décrétée à l'époque aurait donc eu pour objectif de rétablir la situation financière de la clinique en augmentant la part de responsabilité des clients à cet égard.

Etant donné la proportion du groupe choisi par rapport à l'ensemble de la clientèle des médecins, laquelle n'est pas définie explicitement par les auteurs, il serait raisonnable de postuler que la réaction des médecins a été faible¹.

Les estimations que nous jugeons les plus pertinentes sont regroupées au tableau 1.

Bien que ces résultats soient révélateurs quant à l'amplitude de l'effet de la variation de la coassurance, il convient de mentionner qu'il se peut que l'année 1966 corresponde à une période où le volume d'utilisation a été anormalement élevé, de sorte que l'écart entre les deux années aurait été surestimé. Mais ceci n'a pas été prouvé.

¹Ginsburg et Manheim (1973) indiquent que le nombre d'employés de l'Université Stanford qui sont clients de la clinique représente 16% de l'ensemble de la clientèle médicale.

Tableau 1

Effets d'une variation de -25% de la couverture d'assurance sur le niveau, per capita, des visites médicales, de l'utilisation des services auxiliaires et des examens physiques annuels (Palo Alto, 1966 et 1968)

	$\Delta\%$ - per capita	
	Nombre	Coût
A. Visites au médecin (tous les membres)	-24,1 ^a	-23,8 ^a
- Visites au bureau	-24,9 ^a	-28,4 ^a
- Visites à l'hôpital à caractère médical	-2,9	-14,8 ^b
- Visites à l'hôpital à caractère chirurgical	-4,8	-7,9 ^b
- Visites à la maison	-51,6	-52,9
Services auxiliaires (tous les membres) ^c	-11,2	-11,5
- Tests de laboratoire	-13,7	-4,2
- Rayons X	-11,9	-11,0
- Autres	-5,5	-21,9
B. Examens physiques annuels		
Tous les membres	-18,5	
- Hommes	-23,1	
- Femmes	-13,9	
Membres (adultes masculins) ^d :	-27,9	
- Faculté	-23,8	
- Personnel professionnel (autre)	-21,5	
- Personnel non-professionnel	-51,2	

^aA l'encontre de ces quatre estimations, aucune des autres variations d'utilisation n'est statistiquement significative. L'écart entre l'utilisation de chaque type de services médicaux par les individus des groupes occupationnels (faculté, autre personnel professionnel et personnel non-professionnel) n'est pas significatif.

^bCes deux estimations sont biaisées par la présence d'individus masculins et non-professionnels en piètre santé.

^cCe poste ne concerne que les services auxiliaires fournis aux patients non-hospitalisés.

^dLes enfants des adultes non-professionnels montrent aussi les réactions les plus marquées, et ce, chez les deux sexes. Chez les femmes, ce sont celles du groupe "faculté" qui laissent voir la plus forte baisse en pourcentage. Toutefois, leur nombre est si restreint que la baisse chez les effectifs féminins non-professionnels apparaît la plus significative et donc la plus élevée.

De plus, le groupe mis en relief n'est pas représentatif de la population globale étant donné les caractéristiques socio-économiques de l'échantillon et la faible couverture géographique. Par exemple, la distribution d'âge des bénéficiaires retenus diffère de la distribution globale américaine. La structure occupationnelle ne correspond d'ailleurs pas à la division nationale. Pour ces raisons, les résultats compilés ne peuvent s'appliquer à une plus grande échelle telle la population totale de ce pays.

Néanmoins, comme l'introduction universelle d'une coassurance de 25% est le seul changement qui a été rapporté au plan de protection et que, malgré quelques réserves, les possibilités de voir un adhérent recourir aux services non-couverts des autres institutions sont relativement réduites, les résultats de cette étude demeurent empreints d'une crédibilité certaine.

De fait, il est improbable que l'individu accepte de payer la totalité du montant du service offert par une autre clinique à moins que celui-ci soit inférieur au prix facturé par la clinique Palo Alto, lequel tient compte d'un rabais de 75%. Il semble cependant raisonnable de ne pas considérer cette alternative de consommation.

Il y a très peu de possibilités à l'effet qu'un consommateur détecte la présence d'une clinique sensiblement rapprochée de celle de Palo Alto (les coûts du temps et du transport jouant un rôle important dans le choix du lieu de traitement) qui exigera, pour un même service, un

prix inférieur à celui soumis par cette dernière; la concurrence alliée à la mauvaise situation financière de la clinique Palo Alto le proposent.

Quant à l'adhésion à un second régime (en délaissant ou pas le premier), le seul concurrent aux yeux des auteurs semble le plan Blue Cross/Blue Shield offert par la même université. Or l'attrait de ce dernier est ambigu car il varie avec la taille de la famille. De plus, celui-ci ne couvre pas les services hospitaliers des dépendants alors que les services médicaux sont couverts comme dans le régime précédent pour une prime plus faible.

Par ailleurs, le fait que des individus aient pu ne pas renouveler leur contrat d'assurance pose un problème d'homogénéité en ce qui touche les caractéristiques individuelles. Il en va de même pour le cas des nouveaux membres. Les entrées et sorties n'étant pas contrôlées, cet impact possible de la variation de la coassurance échappe à l'analyse.

Pour leur part, les données de 1968 ont vu leur véracité confirmée quatre années plus tard par les mêmes auteurs (Scitovsky et McCall 1977), ces derniers ayant montré l'existence d'une stabilisation des niveaux d'utilisation en comparant les données de 1968 et 1972. Le tableau qui suit renferme les résultats importants de cette seconde analyse.

Tableau 2

Effets d'une variation de -25% de la couverture d'assurance sur le nombre de visites médicales et les coûts de ces visites, per capita (Palo Alto, 1966, 1968 et 1972)¹

	1966	1968	1972
Nombre de visites au médecin (per capita)			
- Toutes les occupations	5,2	3,9	3,6
. Faculté	5,2	4,1	3,5
. Personnel professionnel (autre)	5,0	3,8	3,5
. Personnel non professionnel	5,5	3,6	3,9
- Visites au bureau	4,8	3,6	3,4
- Visites à l'hôpital	0,3	0,3	0,2
- Visites à la maison	0,0	-	-
Coût des visites au médecin (per capita)	-	58,74\$	71,85\$ ^a

¹Scitovsky et McCall (1977), p. 22, table 4.

^aCette hausse résulte de l'effet de deux facteurs à savoir l'augmentation des honoraires médicaux et la baisse du nombre de visites durant cette période.

On notera d'autre part que le plan Kaiser offert en ces lieux à partir de 1969 ne préconise pas l'application d'un taux de coassurance positif et exige une prime plus faible. Bien que les souscripteurs soient protégés contre les dépenses afférentes à la consommation des services médicaux et hospitaliers, les dépendants ne bénéficient d'aucune couverture pour les dépenses de nature médicale.

Or des données couvrant la période de 1969 à 1973 confirment que beaucoup d'effectifs de l'Université Stanford ont adhéré à ce régime (sans délaissier le plan modifié) et que la plupart des nouveaux membres font partie du personnel non-professionnel. Parallèlement, on observe qu'un nombre relativement élevé d'individus (surtout des non-professionnels) ont quitté de façon définitive le régime dont les modalités ont été changées.

Cette observation justifie notre appréhension quant à la possibilité des entrées et sorties et soulève le problème de l'impact de ce phénomène sur la qualité de la mesure quantitative de la variation du niveau d'utilisation. Donc, dans un contexte idéal d'un point de vue statistique, ces mouvements auraient été interdits.

Phelps et Newhouse (1972) traitent aussi du cas de la clinique Palo Alto mais à l'aide de régressions multiples cette fois. Cette méthode a l'avantage de pouvoir évaluer l'effet propre à la variable de la coassurance en maintenant constante l'influence des autres variables explicatives.

Le modèle en question pose le nombre de visites médicales comme étant fonction de l'âge des individus, de la distance séparant leur lieu de résidence de la clinique, de la taille de leur famille et d'une variable dichotomique qui égale 1 pour le cas des données concernant l'année 1968 (coassurance de 25%) et 0 pour celles de l'année 1966 (coassurance nulle)¹.

¹Les autres variables dépendantes sont l'utilisation et la dépense concernant les services auxiliaires de même que le niveau de dépense pour les services médicaux.

Leurs résultats confirment quoique de façon très générale ceux compilés par Scitovsky et Snyder (1972). Ils évaluent que les baisses de 1,37 visite dans le nombre moyen de visites et de 18,66\$ dans la dépense moyenne, lesquelles sont observées par les auteurs précédents, auraient eu une probabilité de 0,00005 de se produire en l'absence de la hausse de 0 à 25% de la coassurance.

A l'instar de Scitovsky et Snyder (1972), ils n'ont pas trouvé de différences significatives entre les sous-groupes (âge, sexe, occupation), exception faite des adultes dépendants de sexe féminin qui ont été plus sensibles à la variation de la coassurance.

Ce dernier point est justifié selon Phelps et Newhouse (1972) par la prise en compte des coûts du temps et du transport dans le prix total découlant de la consommation.

Comme les femmes dépendantes sont les plus susceptibles d'encourir le coût du temps le plus faible, la variation en pourcentage du coût total étant donné la variation du taux de coassurance est la plus élevée. Ce qui expliquerait la plus forte réaction des individus de ce groupe¹.

Bien que Scitovsky et Snyder (1972) montrent que ces individus ont fortement réagi à la hausse de prix, ceux-ci ne laissent pas voir la réaction la plus marquée, les enfants montrant de plus fortes baisses d'utilisation. Par contre, l'influence des coûts du temps et du transport

¹De manière analogue, ces auteurs expliquent la forte baisse enregistrée par le nombre de visites à la maison pour lesquelles les coûts du temps et du transport sont nuls.

est difficile à mesurer dans leur cas. En effet, il est nécessaire ici de connaître quel(s) parent(s) doit (doivent) effectuer les démarches médicales pour déterminer lesdits coûts. Pour cette raison, possiblement, Phelps et Newhouse (1972) n'ont pas estimé de variation de consommation pour les enfants. Néanmoins, puisque les autres résultats de Scitovsky et Snyder (1972) coïncident avec ceux de ces auteurs, on peut avancer qu'il est plausible que les enfants, via les démarcheurs parentaux, aient été confrontés à un coût du temps et/ou un coût du transport relativement moins élevé(s).

Quant à la variation de l'utilisation des services auxiliaires par rapport à celle des services médicaux, les auteurs soutiennent qu'elle est moindre à la fois en termes de dollars et d'unités de service.

Newhouse et Phelps (1976), quant à eux, ont conclu que les patients avec un taux de coassurance plus faible paient un prix accru par visite au bureau et que le nombre de visites au cabinet augmente avec la couverture.

Les résultats en question ont été compilés à partir de statistiques tirées du Center for Health Administration Studies Survey et datent de 1963¹.

Un des modèles élaborés par les auteurs tente d'expliquer les variations du nombre de visites au cabinet du médecin à partir d'un ensemble de variables explicatives qui sont le prix payé par le consommateur

¹Ils ont également estimé l'effet de la couverture d'assurance sur la durée de l'hospitalisation et le prix des services hospitaliers consommés lors de ce séjour.

(prix de la visite x taux de coassurance pour les services médicaux), le prix croisé (prix d'un lit x taux de coassurance hospitalière), le taux de salaire, le revenu non-salarial, la taille de la famille, le niveau d'éducation, l'âge, le sexe, le statut marital, la race, l'auto-perception de l'état de santé, les journées d'incapacité, les ratios lits/population et médecins/population, la région et finalement une variable dichotomique égalant un lorsque la résidence occupe un secteur rural.

Suite à l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires, le coefficient du prix payé par le consommateur (tel que défini plus haut) égale -0,07 pour une élasticité correspondante de -0,08. Quant au coefficient du prix croisé, soit l'élasticité croisée, il correspond à -0,06.

Ils expriment par ailleurs le prix d'une visite à caractère médical en fonction des variables explicatives suivantes : le taux de coassurance concernant les coûts d'une visite au cabinet médical, la valeur du temps (une variable dichotomique égalant zéro si le revenu salarial est positif et une valeur estimée si le taux de salaire est nul), le revenu non-salarial, l'éducation, la taille de la famille, la race, la région et les ratios ci-haut mentionnés.

Nous noterons que le coefficient de la variable coassurance de cette régression équivaut à -1,27 tandis que l'élasticité-prix égale -0,15.

Ces estimations permettent à Newhouse et Phelps (1976) de conclure qu'une variation du taux de coassurance pour les services médicaux de 100 à 0% augmenterait respectivement de 18 et 24% le coût d'une visite médicale et le nombre de visites chez le médecin.

Cependant leurs estimations de l'effet de la couverture d'assurance sont imprécises en raison du biais introduit par leur mesure du taux de coassurance, soit l'emploi d'une couverture moyenne¹.

En premier lieu, la difficulté posée par l'utilisation d'une couverture moyenne provient du fait que le copaiement correspond à une variation de la coassurance étant donné le montant concerné par chaque type de service et que certains individus de l'échantillon peuvent être touchés par l'application de cette mesure.

Il convient de plus de mentionner que le prix d'un même service peut varier d'un médecin à l'autre et que par conséquent le calcul de la couverture moyenne est davantage compliqué.

L'existence de régime d'assurance individuelle appliquant différents taux de coassurance et des déductibles de niveaux variables², suivant la nature du service médical consommé, remet aussi en cause l'utilisation d'un prix moyen³.

¹Voir section 2.9.1.

²Un déductible de niveau d implique par définition que les premiers dollars d'une perte t correspondant audit montant d doivent être payés par l'assuré.

³Afin de comparer l'utilisation des assurés et des non-assurés, Newhouse, Phelps et Schwartz (1974) utilisent également une couverture moyenne.

La compilation des données peut être réalisée de manière à contrôler ces possibilités de biais d'estimation, mais pour ce faire, une technique ardue et coûteuse doit être appliquée.

En ce qui les concernent, Newhouse et Phelps (1976) ont divisé les dépenses totales payées par l'assuré par le montant total des dépenses, ce dernier item comprenant les remboursements de l'assureur et les dépenses pré-définies. Ils n'ont donc pu éliminer les possibilités de biais que nous venons de soulever.

Nous éviterons donc de traiter davantage des études utilisant une telle méthodologie.

Néanmoins, pour appuyer les estimations de Scitovsky et Snyder (1972), nous citerons certaines évaluations de Newhouse et al. (1981).

L'étude de ces derniers a réuni 7 706 sujets regroupés dans 2 756 familles et répartis dans six régions géographiques des Etats-Unis. L'échantillon est aléatoire et certaines exclusions ont été formulées dont les individus pouvant bénéficier de Medicare (programme pour les personnes âgées) et les familles disposant d'un revenu supérieur à 25 000\$ (en dollars de 1973). De plus, les familles retenues ont été assignées aléatoirement aux divers régimes d'assurance afin de concevoir une distribution homogène entre ces derniers, celle-ci étant définie selon vingt caractéristiques individuelles et familiales.

Quatre taux de coassurance sont retenus, soient les niveaux 0, 25, 50 et 95%. Chacun de ces régimes est accompagné d'un maximum de dépenses variant selon le revenu et équivalent à un taux de 5, 10 ou 15%, les dépenses totales maximales et acceptables à être prises en charge par la famille bénéficiaire (donc affectées du taux de coassurance) ne devant pas dépasser 1 000\$; au-delà de ce montant, ladite famille n'est plus couverte. Les services médicaux, hospitaliers et dentaires (partiellement) ainsi que quelques autres types précis de service étaient aussi touchés par chacune des catégories de couverture¹.

Afin de faciliter l'adhésion des familles aux divers régimes proposés, celui-ci se réalisant sur une base volontaire², ces régimes comportaient un gain financier appréciable par rapport à la protection initiale dont ces familles se prévalaient avant la phase expérimentale.

Malgré le biais probable introduit par l'auto-sélection³, parmi les grandes conclusions que l'on peut tirer des estimations compilées par Newhouse et collaborateurs (1981), nous retiendrons les remarques qui suivent⁴.

¹Mentionnons qu'il s'agit ici de services ambulatoires et que nous ne faisons pas mention de façon détaillée des conditions que comportent les divers régimes.

²15% des familles contactées ont refusé de répondre au premier questionnaire et une proportion de 20% des familles rencontrées n'ont pas voulu participer au second interview précédant l'adhésion ou ont décliné l'offre d'enrôlement.

³Tous les résultats qui suivent sont statistiquement significatifs.

⁴Newhouse et al. (1981), p. 1504, table 3.

Par exemple, les dépenses totales espérées per capita pour un individu disposant d'une coassurance de 25% équivalent à 75% du montant des dépenses réalisées par un autre sujet détenant une pleine assurance¹.

Puisque les groupes d'individus de chaque régime d'assurance sont supposés homogènes, nous pouvons interpréter ce résultat comme suit : le passage du taux de coassurance de 0 à 25% entraîne une variation de même ampleur du niveau des dépenses.

Quant au nombre de visites ambulatoires per capita², il s'élève à 5,4 pour la deuxième année de l'expérience (pour une région précise) dans le cas de la pleine assurance comparativement à 4,4 pour la coassurance de 25%. Donc s'il s'agit de l'introduction d'une coassurance de ce niveau, une baisse de 18% ($4,4/5,4$) du nombre de visites ambulatoires interviendra³.

Relativement aux résultats de Scitovsky et Snyder (1972), la présente variation de 25% du niveau des dépenses pour des services ambulatoires concorde avec celle de 23,8% des auteurs précédents, sous réserve que cette estimation de Newhouse et al. (1981) varie selon l'année et la région étant donné une fourchette dont les bornes sont de 9 et 25%⁴.

¹Newhouse et al. (1981), p. 1504, table 4.

²Visites pour lesquelles le patient est en mesure de se déplacer.

³Nous analysons à la section 2.8.2. les conséquences de l'adhésion volontaire sur la qualité de l'estimation de l'effet de l'assurance quant à la consommation des services médicaux.

⁴Cette comparaison n'est pas rigoureuse car les dépenses de ces deux études ne sont pas définies exactement selon les mêmes types de service.

Quant à la baisse de 18% des visites ambulatoires de cette étude, elle s'apparente à la réduction de 24,1% estimée par Scitovsky et Snyder (1972) concernant le nombre de visites au médecin, ces deux résultats étant évalués sur une base annuelle, les expressions visite ambulatoire et visite médicale n'étant pas identiques. Notre comparaison est aussi tributaire du fait que l'homogénéité des échantillons de ces deux études n'est pas démontrée. Soulignons par ailleurs que le comportement des médecins n'est pas "contrôlé" dans l'approche expérimentale de Newhouse et al. (1981), à l'opposé du cadre d'analyse qui a donné lieu à l'étude de Scitovsky et Snyder (1972).

Pour ce qui est des familles à bas revenu, notons qu'elles ont bénéficié, lors de l'expérience de Newhouse et al. (1981), d'avantages monétaires au niveau du partage des coûts de telle sorte que, pour un même niveau de coassurance, les niveaux similaires de dépenses totales espérées des hauts et bas revenus apparaissent artificielles et compromettent la fiabilité des estimations des réactions de ces deux groupes¹.

Or la lecture de l'article de Newhouse et al. (1981) ne nous a pas permis de connaître précisément lesdits avantages dont auraient bénéficié les individus à faible revenu. Toutefois, si pour un même taux de coassurance, les faibles revenus consomment moins que les hauts revenus, malgré le fait qu'ils soient favorisés au chapitre du partage des coûts (maximum de dépenses par exemple), alors il est permis d'avancer qu'un

¹Newhouse et al. (1981), p. 1506, table 7.

plan de protection identique en tout point défavoriserait davantage les individus à faible revenu, la variation à la hausse étant la politique proposée.

Ainsi tout porte à croire que les résultats de Scitovsky et Snyder (1972), à l'effet que les individus à bas revenu (le personnel non-professionnel et ses dépendants) soient plus sensibles à une augmentation du prix des services médicaux, sont confirmés.

Nous faisons ici référence à la forte baisse du nombre d'exams physiques annuels per capita; laquelle équivaut à une détérioration possible du niveau de prévention. D'autant plus que le taux annuel pour ce genre d'examen chez les non-professionnels était initialement le plus bas.

Un copaiement s'appliquant à l'utilisation des services médicaux et hospitaliers par certains bénéficiaires du programme Medi-Cal¹ a aussi fait l'objet d'une recherche. Celle-ci menée par Helms, Newhouse et Phelps (1978) entretient divers objectifs à savoir les estimations des effets d'une hausse de prix sur le niveau d'utilisation de ces genres de service et sur les coûts qu'ils génèrent².

¹En Californie, le programme Medicaid (pour les pauvres) correspond à l'appellation Medi-Cal.

²Brian et Gibbens (1974) se sont intéressés à ce sujet de recherche. Mais nous verrons que cette étude, tout comme celle rapportée plus haut, a fait face à des défauts statistiques identiques. Ceux-ci arrivent sensiblement aux mêmes conclusions que celles formulées par Helms, Newhouse et Phelps (1978). Roemer et al. (1975) ont aussi tenté de cerner les implications de cette expérience californienne. Par exemple, ces auteurs en ayant recours à l'analyse comparative ("copay" versus "non-copay") et graphique montrent sans tests statistiques à l'appui que les individus touchés par le copaiement utilisent moins de services médicaux.

Les auteurs ont disposé d'un échantillon de 40 662 individus issus de trois comtés californiens. Chacun des effectifs était membre de Medi-Cal et bénéficiait d'une aide touchant les familles ayant des enfants dépendants. Pour cette raison, la plupart des sujets étaient âgés de moins de 18 ans, leur proportion atteignant de fait 70%.

Le copaiement, pour sa part, a été mis en application du premier janvier 1972 au 31 décembre de la même année. Outre cette période, la cueillette de données s'étendait également sur les deux trimestres précédant l'instauration des tickets modérateurs, soit du premier juillet au 31 décembre 1971¹.

Les deux premières visites de chaque mois requéraient un copaiement de 1,00\$ chacune alors que 0,50\$ était exigé pour chacune des deux premières prescriptions de chaque mois. Il est à noter que les plus démunis n'étaient pas tenus de verser ce copaiement et formaient le groupe contrôle. En fait, l'Etat n'a imposé les frais modérateurs qu'à environ 26% des effectifs de l'échantillon global. Ce qui correspond aux 10 687 membres les plus riches.

Nous ne nous attardons pas davantage à la méthodologie préconisée par ces chercheurs en raison de cette carence plutôt critique : le groupe expérimental est formé d'individus plus riches et plus jeunes que ceux du groupe contrôle, et vraisemblablement en meilleure santé.

¹A partir d'octobre 1971 (le début du second trimestre de la période de cueillette des données), une autorisation émise par un consultant de Medi-Cal était un prérequis à une visite (ou une prescription) additionnelle, et ce, une fois que le membre avait bénéficié dans le même mois de deux visites (ou prescriptions).

En ce qui a trait à la variation des coûts totaux (dépenses pour les services médicaux et hospitaliers), mentionnons qu'elle n'est pas statistiquement différente de zéro. Par contre, la réduction estimée de l'utilisation des services médicaux (-8%) et l'augmentation de la consommation des services hospitaliers (+17%) sont statistiquement significatifs (à 5%).

Compte tenu des données familiales datant de 1960 (The 1960 Survey of Consumer Expenditure), Rosett et Huang (1973) lient économétriquement la couverture d'assurance médicale et hospitalière aux dépenses de même nature.

Cependant, le taux de coassurance de la famille correspond au ratio dépenses payées par l'unité familiale/dépenses totales, tous les services étant compris. Or puisque la variable dépendante, en l'occurrence les dépenses totales, sert aussi à déterminer la variable explicative relative à l'assurance, les résultats découlant de ce calcul économétrique sont peu représentatifs de l'effet réel de l'assurance. De plus, les deux types de dépenses constituent une agrégation des dépenses propres à chaque catégorie de services (médicaux et hospitaliers) alors qu'une couverture d'assurance particulière correspond à certains sous-groupes de services.

2.1.2. Les études canadiennes

Une étude réalisée au Canada s'est intéressée aux conséquences de l'instauration (le premier novembre 1970) du régime d'assurance-maladie du Québec sur la consommation des services médicaux.

De fait, Enterline et al. (1973b)¹ estiment cette variation survenue dans le niveau d'utilisation des visites médicales (de nature générale et spécialisée) per capita (et par année), et ce par types de service, tout en tenant compte des groupes de revenu et d'âge que forment l'ensemble des bénéficiaires retenus.

Leur méthodologie se résume à la formation de deux échantillons aléatoires composés chacun de 6 000 unités résidentielles, celles-ci étant réparties sur la région métropolitaine de Montréal.

La plupart de ces logis étaient occupés lors de l'enquête (le taux d'occupation moyen est de 97%) et les interviews sous forme écrite ont été largement complétées (soit dans une proportion de 86%). Dans le cas des questionnaires incomplets, une seconde rencontre avait lieu et se voulait une forme abrégée de l'interview prévue en première instance.

Les périodes couvertes par les deux échantillons touchent respectivement deux intervalles distincts à savoir du premier août 1969 au 31 juillet 1970, dans un premier temps, puis du premier août 1971 au 31 juillet 1972.

Les résultats tirés du traitement de cette compilation montrent de manière particulière qu'il n'y a pas eu de modification au niveau du nombre de visites à l'urgence et aux cliniques hospitalières² et du total

¹Parmi Enterline et al. (1973a, b, 1974).

²Exclus les services fournis dans le cadre d'une hospitalisation.

des visites médicales, mais que les contacts téléphoniques et les consultations à la maison (surtout) ont largement diminué¹.

Tableau 3

Impacts de l'instauration du régime d'assurance-maladie de la R.A.M.Q. sur le niveau des divers types de consultation (Montréal, 1969-70 et 1971-72)¹

	$\Delta\%$
Toutes les consultations	Nul
Contacts téléphoniques	-13,6
Rendez-vous (face à face)	+2,6
- Bureau	+16,7
- Cliniques hospitalières et salles d'urgence	Nul
- Maison	-59,1
- Autres consultations ^a	-7,1 ^b

¹Enterline et al., 1973b, p. 1175, table 1.

^aInclus les visites en milieu scolaire et de travail.

^bTous ces résultats sont statistiquement significatifs (niveau 5%).

Quant au rôle du facteur revenu (familial annuel), la possibilité d'un déplacement de certains individus entre les diverses strates en vertu d'une augmentation de leur revenu durant la période 1969-72 rend difficile la comparaison du niveau de consommation en fonction de cette variable.

¹Les résultats reflètent à notre avis au moins trois effets. Relativement au contact téléphonique et à la gratuité des services médicaux, d'une part, le patient peut-être maintenant enclin à se rendre au cabinet afin d'obtenir des services de meilleure qualité; le contact téléphonique, d'autre part, ayant toujours été gratuit, le médecin peut réduire les contacts de ce type, ceux-ci ne lui rapportant aucun bénéfice monétaire contrairement aux services fournis lors des visites au bureau. De plus longues files d'attente au cabinet, par suite de la hausse de la couverture, peuvent inciter également le médecin à accorder moins d'entrevues téléphoniques.

Par contre, en utilisant des variables pouvant approximer l'influence du revenu, les auteurs réussissent à dégager une tendance générale :

1. les adultes (soient les individus âgés de 17 ans ou plus) ayant complété un niveau d'éducation équivalant au secondaire V ou à moins¹, ont accru leur nombre total de visites médicales de 8% comparativement au groupe complémentaire (soient les adultes possédant plus d'un diplôme de fin d'études secondaires) qui montre une baisse de 13%¹;
2. la population de langue française ne laisse voir aucun changement au niveau des services globaux alors qu'on observe une baisse de 19% pour les anglophones;
3. les travailleurs non-spécialisés ont haussé leur consommation de services médicaux de 68% comparativement à une baisse de 25% pour les autres individus en majorité du secteur professionnel.

D'autre part, en ne distinguant que deux groupes de revenu (<9 000\$ et ≥9 000\$), limitant ainsi les mouvements inter-groupes, Enterline et al. (1973b) constatent une baisse du nombre de visites médicales chez les jeunes âgés de moins de 17 ans et occupant chacun des deux groupes. A ce sujet, les auteurs avancent l'hypothèse que les pédiatres ont réduit leur nombre hebdomadaire moyen d'heures de travail (suite à la mise en place de la R.A.M.Q.) de façon plus marquée que les généralistes. Ils mentionnent des réductions respectives de 9 et 4 heures,

¹Les points 1., 2., et 3. n'ont pas subi de tests statistiques.

Les adultes des deux groupes ont pour leur part augmenté leur nombre de visites, la hausse étant toutefois plus marquée chez le groupe de revenu le plus bas.

Une augmentation de la période d'attente chez le médecin et de la période d'attente par rapport à la date du rendez-vous obtenu touche tous les groupes de revenu à l'exception de celui regroupant les individus des familles gagnant moins de 3 000\$ annuellement. Et cet accroissement est particulièrement considérable chez les familles bénéficiant d'un revenu de 15 000\$ ou plus. Pour le temps d'attente chez le médecin, on évalue pour ces dernières une augmentation d'un peu moins de 10 minutes alors qu'on estime une hausse moyenne de 4 minutes pour l'ensemble des groupes de revenu. En guise d'explication, mis à part l'effet direct de la R.A.M.Q., ils proposent la possibilité que les membres de ces unités familiales utilisent davantage les services fournis par les spécialistes. Ce qui suppose implicitement que ceux-ci sont plus difficilement accessibles en termes de temps d'attente au cabinet et de coût du temps (possiblement).

Ces estimations doivent conséquemment être interprétées comme les impacts mesurés de l'implantation d'un régime d'assurance qui a fait varier le taux de coassurance moyen pour les services médicaux. Les effets étant, en l'occurrence, partiellement évalués en fonction des divers types de visite que nous avons mis en évidence.

Mais la variation réelle de la coassurance n'est pas connue. Advenant la preuve que celle-ci aurait été relativement réduite, le rôle des offreurs dans la modification du volume de consommation serait prépondérant.

Nous devons aussi garder à l'esprit que ces résultats cachent les effets combinés de l'offre et la demande¹. Néanmoins, ceux-ci semblent montrer que les individus à faible revenu ont effectué un "rattrapage" grâce à la pleine assurance. Cette constatation abonde donc dans le même sens que la réaction de cette catégorie de sujets face aux autres modifications de prix qui ont été observées dans les études précédemment résumées.

De plus, il est possible que les individus impliqués aient reporté par anticipation un certain nombre de visites et donc la consommation de divers services vue l'instauration prochaine et prévisible de la R.A.M.Q. De telle sorte que l'impact de cette décision institutionnelle sur la consommation des services médicaux aurait été surévalué.

Par ailleurs, en juillet 1946, dans une autre province canadienne, la Saskatchewan, et plus précisément dans le district Swift Current, un plan de protection en matière de services médicaux et hospitaliers a été établi et regroupa 90% des individus de cette région.

Cependant les modes de financement prévus initialement furent successivement modifiés, afin selon les dires des autorités régionales et responsables, d'amoinrir leur implication quant au financement du régime de protection.

Nous rapportons ici de manière chronologique les divers tickets modérateurs qui ont été introduits². Notons que ces copaiements ont été

¹Dans le chapitre portant sur le rôle de l'offreur (Partie I), nous discuterons de l'étude de Enterline et al. (1973a).

²Le tableau ci-contre a été construit à partir des renseignements fournis aux pages 99 et 100 du rapport produit par Badgley et Smith (1979) et soumis à l'Ontario Council of Health.

le seul instrument utilisé pour accroître la participation monétaire du patient et que leur application fut universelle et dura dix-neuf ans (1959-71).

Tableau 4

Tableau chronologique de l'application et de la variation de tickets modérateurs médicaux (Saskatchewan, 1953-1961)

	Janvier 1953	août 1953	1961
	(en dollars)		
Visites			
- Maison (nuit, dimanche, jour férié)	2,00	3,00	3,00
- Autres visites à la maison	1,50	1,50	3,00
- Salle d'urgence	Nul	Nul	3,00
- Bureau	Nul	1,00	2,00
- Répétées ^a	Nul	Nul	1,00
Chirurgies mineures	Nul	Nul	1,00
Examens complets			
- Adultes	Nul	Nul	3,00
- Enfants			
. Nouvellement inscrit ^b	Nul	Nul	3,00
. Déjà inscrit ^b	Nul	Nul	1,00

^aIncluant les examens mineures.

^bRelativement à l'année 1961.

Or cette variation du prix des services médicaux suscita l'intérêt de Badgley et Smith (1979) et les incita à tenter de mesurer l'impact de ces mesures sur le niveau d'utilisation¹.

¹Le calcul de ces impacts n'est pas appuyé par des tests statistiques.

Pour ce faire, ces chercheurs procèdent à des comparaisons statistiques sur une base annuelle suivant les périodes de variation du montant des copaiements. L'exercice est toutefois ardu puisqu'un certain nombre de facteurs, abstraction faite de l'influence des tickets modérateurs, peuvent affecter le niveau de consommation. Lesdites comparaisons font d'ailleurs ressortir ce point.

De fait en considérant l'année 1953 comme point de départ de l'étude des effets des tickets modérateurs, on se rend compte que les fluctuations trouvent leurs justifications dans l'influence de plusieurs facteurs.

Par exemple, en 1953, on observe un niveau d'utilisation des services médicaux de 4 074 unités par 1 000 habitants alors qu'en 1954 ce même ratio atteint 3 991 unités par 1 000 habitants. Cependant, entre cette dernière année et 1955, la variation en pourcentage du niveau de cette variable est positive et égale 10,2.

Ce fait est attribuable selon les auteurs du rapport à l'inclusion dans la couverture d'assurance, durant cette dernière période, des traitements spéciaux, des examens physiques et d'un certain nombre d'autres procédures. Le coût de ces services devaient être pris en charge en totalité par le patient depuis 1951.

A cet égard, les auteurs soulignent que pour l'intervalle 1950-61, le facteur déterminant quant au niveau d'utilisation des services médicaux est l'inclusion ou l'exclusion du paiement des procédures diagnostiques dans la couverture d'assurance.

Globalement donc, nous ne devons retenir que la période 1953-54 laquelle est la plus susceptible de maintenir constant l'impact des facteurs explicatifs de ce niveau d'utilisation et complémentaires aux conséquences directes des copaiements.

Malgré la pertinence de choix, des variables telles le nombre de médecins per capita (pour la région), le comportement des offreurs (médecins) face à ces mesures, le temps d'attente qui peut être plus élevé et l'état de santé de cette population peuvent toujours biaiser les résultats.

Pour ce qui est de l'étude de variation de consommation pour des services précis, mentionnons selon les compilations de Badgley et Smith (1979) qu'on constate par rapport aux données de 1953, une tendance générale à la hausse du nombre de visites à la maison et à l'hôpital alors que les visites au cabinet ont chuté pour montrer ensuite une stabilisation.

Même au niveau pourtant très spécifique des catégories de service, il subsiste un problème d'identification de l'influence des divers facteurs soulignés plus haut sur l'utilisation des services qu'elles comportent.

En effet, durant la période 1961-65, on a procédé à une reclassification des services. Ce qui rend imprudent l'analyse comparative des statistiques compilées ex post et ex ante.

La comparaison de l'évolution de l'utilisation pour le district Swift Current avec celle de l'ensemble de la province laisse de plus supposer une réaction des médecins du district si l'on s'attarde à la période 1963-68.

Durant cet intervalle, dans la région en question, le niveau global d'utilisation s'est accrue de 14,8% alors que pour l'ensemble provincial, la hausse est de 25,5%. Plus particulièrement, mises à part les visites au bureau (-3% - Swift Current; +10,9% - Saskatchewan), on perçoit pour chacun des autres items (principalement les diagnostics/tests de laboratoire, procédures chirurgicales et services spéciaux) une variation de même signe pour chacun des deux groupes, laquelle est plus grande dans le cas du district. Par contre, l'écart entre les variations respectives des deux régions n'est pas confirmé statistiquement.

A titre d'exemple, on notera que pour les procédures chirurgicales, la variation est négative, et pour les diagnostics/tests de laboratoire et les services spéciaux, que celle-ci est positive.

Il y aurait donc eu, selon les auteurs, une modification du mode de pratique médicale au niveau provincial et celle-ci aurait été plus marquée dans le district concerné. Cette altération du comportement des médecins aurait affecté particulièrement les types de service relevant plus de la décision professionnelle que du consommateur¹.

Finalement, à propos de cette modification du partage des coûts dans le district en question, mentionnons qu'une étude a évalué l'impact du ticket modérateur de 1,00\$ sur le nombre de visites au bureau (Straigh 1962), lequel fut introduit au mois d'août 1953. Cet auteur a déterminé

¹Les premières visites chez le médecin pour un ou des symptôme(s) donné(s) sont sous la responsabilité du consommateur (et/ou de son milieu) alors que les tests de laboratoire, notamment, relèvent plutôt du jugement médical.

une baisse de 17% entre 1952 et 1954 dans le nombre de visites au cabinet médical, cette réduction ayant été provoquée par le passage de 0 à .42 du taux moyen de coassurance¹.

Cette estimation comporte néanmoins les mêmes faiblesses méthodologiques que la précédente (Badgley et Smith 1979).

S'ajoutant à l'application de ces divers freins modérateurs en 1953 et 1961 dans cette région de la Saskatchewan, deux copaiements à caractère universel, eux aussi, furent appliqués au reste de la province à partir de 1968.

Un chercheur s'est d'ailleurs préoccupé des conséquences sur l'utilisation au niveau provincial. Il s'agit de Beck (1974) qui, pour sa part, estime explicitement l'effet de l'augmentation du prix des services médicaux sur l'utilisation de ce type de service par les pauvres². Or les résultats de ce dernier abondent dans le même sens que ceux que nous avons soulignés auparavant.

Dans ce cas précis, il est question donc de l'imposition d'un copaiement en 1968 dans la province de Saskatchewan. Le copaiement requis pour une visite au cabinet du médecin était de 1,50\$ alors qu'il atteignait

¹Pour une explication détaillée du calcul de cette variation de la coassurance : Phelps et Newhouse (1974a), p. 19. D'autre part, Newhouse (1978) de même que Phelps et Newhouse (1974a) ne stipulent pas que la variation survenue dans le nombre de visites au bureau est statistiquement significative.

²Lorsque 70% ou plus du revenu familial est consacré à l'achat de nourriture et de vêtement et au paiement du logement, ladite famille est qualifiée de pauvre. C'est la définition du Conseil Economique du Canada.

2,00\$ pour une visite médicale résultant d'une urgence ou pour une rencontre avec le médecin, soit à la maison du patient ou à l'hôpital.

Pour mesurer l'impact de ces tickets modérateurs, l'auteur exprime le nombre annuel de services médicaux par famille en fonction du revenu familial, du sexe, du statut et de l'âge du chef de famille, du lieu de résidence, de la taille de la famille et du copaiement (une variable dichotomique égalant 1 pour l'année 1968 et 0 autrement).

Pour tous les services médicaux, la diminution de l'utilisation chez les pauvres est de 18% alors que la réduction pour la population entière n'atteint qu'environ 7%.

Tableau 5

Effets de l'imposition de tickets modérateurs de 1,50\$ (visites au cabinet médical) et de 2,00\$ (visites à l'urgence, à l'hôpital et à la maison) sur le niveau de ces divers types de visites médicales (Saskatchewan, 1968)¹

	Δ%
Tous les services	-18
Services de pratique générale	-14
Services de médecine spécialisée	-5
Examens complets	+13
Examens locaux	-38
Maison et urgence (visites)	-27
Hôpital (visites)	-16
Services de laboratoire	-6
Chirurgies majeures	-8
Chirurgies mineures	-13

¹Beck (1974), p. 140, table 3.

En ce qui concerne les services fournis par les praticiens généraux, les services spécialisés, les examens complets et ceux de type local, les variations comme l'indique le tableau sont respectivement de -14, -5 (non statistiquement significatif), +13 et -38%.

La hausse des examens complets est expliquée en partie par une réaction des offreurs qui s'est traduite par une facturation des examens locaux sous l'étiquette complet. Or ce type d'ajustement des médecins s'est estompé à la suite de la hausse des honoraires médicaux.

On remarquera également la faible réduction des services spécialisés, des tests de laboratoire et des chirurgies majeures par rapport à la forte diminution des services générés par les omnipraticiens, les premiers étant surtout déterminés initialement par un professionnel de la médecine générale. Sachant que le processus de décision médical amoindrit le rôle décisionnel du patient dans la consommation des services spécialisés, il en résulte un impact sur les conséquences du copaiement sur le niveau d'utilisation de ces services.

Hormis le cas des examens médicaux qui est obscur, les autres types de service ont réagi à l'introduction d'un ticket modérateur, les uns par rapport aux autres, d'une manière qui s'apparente à la réaction observée par Scitovsky et Snyder (1972). Par exemple, les visites à la maison et à l'urgence ainsi que les tests de laboratoire ont chuté relativement plus que l'ensemble des services. Sans compter que les visites à la maison et à la salle d'urgence de même que les tests de laboratoire ont baissé

respectivement de 27 et 6%. Les réductions relatives concernant ces services sont dans une certaine mesure similaires à celles observées chez les employés de l'Université Stanford et clients de la clinique Palo Alto, notamment, les non-professionnels.

L'ensemble de ces résultats appuie donc globalement les baisses d'utilisation des non-professionnels calculées par Scitovsky et Snyder (1972) quoique les baisses ne sont pas de la même ampleur. Les estimations de Beck (1974) soutiennent ce que semblait proposer les données expérimentales de Newhouse et al. (1981) au sujet de la réaction des individus à haut et bas revenus face à une hausse identique du taux de coassurance¹.

Ces constatations ont des implications importantes puisque Beck (1973) avait préalablement montré que les individus à faible revenu utilisent moins les services médicaux que les individus plus fortunés même si cette utilisation est totalement couverte par un régime universel. Nous avons d'ailleurs noté que la consommation des non-professionnels de l'Université Standord à la clinique Palo Alto était la plus basse avant que le taux de coassurance soit modifié².

¹Il faut se rappeler ici qu'à l'encontre des estimations de Beck (1974) et de Newhouse et al. (1981), celles de Scitovsky et Snyder (1972) ne sont pas statistiquement significatives. Par ailleurs, il n'a pas été démontré que les échantillons de ces études sont homogènes entre eux. Quant à la variation de prix observée, celle de Beck (1974) n'est pas égale à celle des deux autres études. De plus, soulignons à nouveau que les calculs de variation d'utilisation de Beck (1974) découlent d'estimations économétriques, ce qui n'est pas le cas des autres études que nous citons.

²Dans la seconde partie de ce mémoire, nous discuterons avec plus de profondeur de l'impact du revenu individuel ou familial (selon les études) sur le niveau de consommation des services médicaux (Beck et Horne 1976, Hung 1981 et Manga 1978 notamment). Notons toutefois que Hung (1981) obtient, pour le cas québécois, le même résultat que Beck (1973), et ce avec une méthodologie de meilleure qualité. En fait, Beck (1973) ne procède qu'à des comparaisons graphiques.

2.2. Effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des services hospitaliers

Nous retenons en premier lieu l'article de Heaney et Riedel (1970). Celui-ci propose une hausse de 12% du nombre d'admissions suite à une diminution du taux de coassurance de 31 à 0% de même qu'une augmentation de 13% de la longueur du séjour étant donné un déclin du niveau de coassurance de 57 à 0%¹. Ces chercheurs, en étudiant l'impact de cette modification des régimes d'assurance Blue Cross de l'Etat du Connecticut, ne tiennent compte ni des facteurs saisonniers lorsqu'ils comparent les données de deux périodes distinctes de six mois et issues d'une même année, ni de la souscription volontaire des gens ayant pu se joindre nouvellement à ces régimes suite aux changements apportés à la couverture.

Williams (1966), quant à lui, relie l'introduction d'un copaiement journalier de 4,00\$ à la variation notamment du facteur jour-patient². Or en comparant le niveau atteint par cette variable, en 1964, dans deux régimes offerts par un plan Blue Cross³, dont l'un comporte l'application de cette mesure et l'autre pas, il en est ressorti une différence substantielle à savoir un ratio jour-patient par 1 000 membres 16% plus élevé dans

¹Ces résultats (significatifs) sont des réinterprétations de ceux de Heaney et Riedel (1970) {Newhouse 1978, pp. 15-17}; ces deux variables sont déterminées sur une base de 100 membres (Newhouse 1974b, p. 338, table 2).

²Les estimations de Williams (1966) n'ont pas fait l'objet de tests statistiques.

³Cinq plans (A, B, C, D et E) ont été relevés par cette étude mais seulement un seul, le plan D, incluait des données complètes permettant de déterminer un taux moyen de coassurance (Phelps et Newhouse 1974a) et de procéder à des comparaisons entre les deux régimes mentionnés plus haut. Le plan E à l'instar du plan D offrait aussi ces types de couverture mais ses données regroupées selon le sexe des individus ne tenaient pas compte de l'âge de ces derniers. Les ajustements selon l'âge étaient donc impossible à effectuer.

le cas des individus exemptés. En termes de variation du taux de coassurance, il est question d'un passage de la pleine couverture des services hospitaliers à un taux de coassurance de 0,12¹.

Tableau 6

Impacts d'un ticket modérateur journalier sur la durée moyenne du séjour hospitalier et sur les dépenses par jour-patient sous un régime Blue Cross en 1964

Copaiement journalier	Taux de coassurance estimé	Dépenses par jour-patient	Durée moyenne du séjour ^b
0,00\$	0,00	31,11\$	8,39
4,00\$	0,12 ^a	29,44\$	8,35

^a4,00\$/{Dépenses par jour-patient (29,44\$) + 4,00\$}.

^bDépenses par cas/dépenses par jour-patient.

Note : Ces estimations ont été faites à partir de données ajustées selon la distribution âge-sexe des Etats-Unis en juillet 1964.

Ce tableau rapporte partiellement les résultats se rattachant au plan Blue Cross que Williams (1966) note D². On remarque que les dépenses par jour-patient pour le régime sans copaiement excèdent celles de l'autre régime par près de quatre dollars. Or comme la durée moyenne et respective du séjour est comparable, il apparaît que les effets du ticket modérateur se traduisent par une baisse des coûts de l'hospitalisation, celle-ci équivalent presque à la valeur du copaiement journalier exigé.

¹Phelps et Newhouse (1974a), p. 25.

²Phelps et Newhouse (1974a), p. 25, table 5, ou Phelps et Newhouse (1974b), p. 339, table 3.

Freiberg et Scutchfield (1976), de leur côté, utilisent des statistiques fournies par les régimes de Blue Cross et Blue Shield du Kentucky durant l'année 1972.

Le nombre d'admissions (par 1 000 souscripteurs) et la longueur du séjour représentent les deux variables dépendantes de leurs modèles. Pour la première variable, le seul facteur explicatif est le prix payé par le patient (out-of-pocket costs). L'autre variable dépendante est quant à elle fonction de ce type de prix et du nombre d'admissions.

Leurs résultats économétriques ont permis de conclure qu'une hausse de 10% du niveau de coassurance entraîne une réduction de 2% du nombre d'admissions et de 0,69% de la durée du séjour.

Bien que l'équation liée à la détermination de la durée du séjour ne contrôle pas le genre de maladie nécessitant le traitement hospitalier¹, il semble que cela ne constitue pas une faille importante de ce modèle. De fait, l'élasticité de la durée du séjour par rapport aux coûts déboursés par le patient est faible et significative. D'autre part, cette étude conclut comme Williams (1966) que le nombre d'admissions varie négativement avec les coûts nets, les paiements de l'assureur étant soustraits du coût total de l'hospitalisation.

Par rapport à ces deux dernières études, Newhouse (1978) insiste sur le fait très probable, que les individus se percevant comme étant

¹Une maladie peu sérieuse requiert généralement une hospitalisation plus courte que celle exigée par une condition comportant un degré de risque accru.

susceptibles de recourir éventuellement à un traitement hospitalier se garantissent une meilleure couverture des coûts. Conséquemment, les effets de l'assurance seraient surévalués. Ce qui semble aussi le cas chez Heaney et Riedel (1970).

La recherche conduite par Newhouse et Phelps (1976) s'intéresse aussi à l'effet du taux de coassurance sur le coût de la consommation des services hospitaliers et la longueur du séjour. En tant que variable dépendante, ce coût est lié aux mêmes variables explicatives que celles qui ont servi à déterminer celui d'une visite médicale¹. Quant au modèle visant à expliquer le comportement de la variable décrivant la durée de l'hospitalisation, il s'agit de celui correspondant au nombre de visites au bureau du médecin.

Pour ce qui est du coefficient du prix payé par le consommateur (taux de coassurance hospitalière x prix d'un lit) dans le modèle explicitant les variations du séjour à l'hôpital, il correspond à la valeur -0,04 auquel se rattache une élasticité de -0,06. L'élasticité croisée est minime et égale +0,003.

Pour l'équation concernant le prix des services hospitaliers utilisés durant le séjour, l'élasticité-prix égale -0,05 avec un coefficient correspondant pour le taux de coassurance des services hospitaliers de -9,24.

¹Sauf que les trois facteurs suivants s'y ajoutent : taux de coassurance des services hospitaliers, nombre de jours d'hospitalisation et variable dichotomique qui égale zéro s'il n'y a pas de paiement maximum lié à une journée d'hospitalisation (autrement elle prend la valeur observée).

Hardwick, Shuman et Barnoon (1972) obtiennent des écarts dans les taux d'admissions, la longueur du séjour et le coût journalier de ce dernier en confrontant les données d'un groupe sujet à un copaiement de 5,00\$ avec celles de cinq autres groupes totalement couverts.

Par contre, aucune de ces différences n'est statistiquement significative à l'exception du cas de la dernière variable où 12 classes âge-sexe sur une possibilité de 25 ont rencontré ce critère statistique; compte tenu de celles-ci, le coût journalier de l'hospitalisation est accru chez les groupes exemptés. Mis à part les tests statistiques, 23 classes âge-sexe montrent un coût plus bas chez le groupe assujetti au copaiement.

Une étude a retenu des données générées par l'activité de 27 hôpitaux de l'Iowa et concernant la période allant de novembre 1965 à avril 1966. De plus, et c'est ce qui fait l'originalité de celle-ci, 22 types de maladies et conditions médicales ont été considérées dans son modèle économétrique. La recherche dont il est question ici fut menée par Joseph (1972).

L'unique variable dépendante est la durée du séjour hospitalier et les variables explicatives sont le type d'assurance (une variable dichotomique montrant que l'individu est assuré ou non), le genre d'accomodation, le type de maladie, l'âge, le sexe et une variable dichotomique pour la possibilité de complication.

Le résultat le plus probant et révélateur se révèle être une hausse de la durée du séjour, notamment, pour les cas de pneumonie, de bronchite et d'amygdalite et les accouchements sans complication. Ces effets sont statistiquement significatifs.

Par contre, comme le mentionnent Newhouse (1978) de même que Phelps et Newhouse (1974a), beaucoup de variables regardant les assurés et les non-assurés ne sont pas contrôlées; ce qui expliquerait que dans le cas de sept types de maladies, les non-assurés ont un séjour qui s'étend sur une plus longue période.

En ce qui touche l'étude rédigée par Rosenthal (1970), laquelle a aussi établi la durée de l'hospitalisation en fonction des coûts pris en charge par le patient, Newhouse (1978) décèle un manque lié à la nature même des données : celles-ci ignorent les remboursements accordés directement aux patients par des régimes d'assurance privés ou commerciaux.

Feldstein (1971) de même que Davis et Russell (1972) utilisent des données agrégées (par Etat américain) concernant le taux de coassurance. Or pour que ce type de statistiques ne génère pas des coefficients estimés qui seraient fortement biaisés, les individus et leur couverture devraient être identiques. Dans ce cas, la couverture d'assurance serait la seule variable explicative. Par contre, le respect de l'hypothèse précitée est peu probable.

2.3. Effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des services dentaires

Par rapport à l'utilisation des services dentaires, Avnet et Kisias (1967) estiment (pour une période donnée) la variation survenue dans le niveau de consommation de quatre services particuliers, soient le plombage (ou amalgame), l'extraction, le nettoyage et l'examen, étant donné l'application d'un régime de pleine assurance touchant tous les services de ce type¹. Les services mis en relief représentent en fait 84% du total des services fournis sous ce régime durant la période étudiée, soit de 1958 à 1962.

Pour observer les tendances de consommation, deux groupes ont été formés à savoir un groupe de base et un groupe volontaire. Le premier est constitué d'individus recrutés automatiquement sur leur lieu de travail alors que le second comprend des personnes ayant adhéré au programme volontairement. Cette approche a d'ailleurs permis de montrer un niveau d'utilisation beaucoup plus élevé chez ce dernier groupement. Cette constatation confirmerait donc les appréhensions des chercheurs quant à la possible sur-estimation des effets de l'assurance lorsque le groupe expérimental est établi à partir d'un processus d'auto-sélection.

Par la suite, Phelps et Newhouse (1974a) apportent une contribution intéressante à ce domaine de recherche en comparant le niveau d'utilisation annuel per capita² de ces deux groupes avec celui atteint par la

¹Ce régime se nomme le New York Group Health Dental Insurance (GHDI).

²Cette variable est une moyenne pour la période 1958-64.

population globale des Etats-Unis en 1964; c'est-à-dire à une époque où cette dernière n'était pratiquement pas assurée contre les dépenses de cette nature.

Or cette étude qui nous est apparue la mieux structurée est intéressante à deux points de vue. Ce tableau les fait d'ailleurs ressortir.

Tableau 7

Ratios d'utilisation moyenne annuelle, per capita, des services dentaires (assurés (1958-64)/population E.U. (1964))¹

Age	Amalgames	Extractions	Nettoyages	Examens	Total visites ^a
	<u>Groupe de base</u>				
0-5 ^b	8,58	9,00	5,6	1,75	4,79
6-14 ^b	2,89	0,91	2,41	1,00	2,02
15-24	2,47	0,77	1,95	1,08	1,82
25-44	1,92	0,84	1,40	1,11	1,46
45-54 ^c	1,08	1,18	1,36	1,18	1,47
55 et + ^c	1,63	1,50	2,67	2,00	2,32
Tout âge	-	-	-	-	1,80 ^d
	<u>Groupe volontaire</u>				
0-5 ^b	10,08	17,00	6,80	2,25	6,12
6-14 ^b	4,06	0,95	3,50	1,45	2,83
15-24	3,70	0,75	2,91	1,56	2,65
25-44	3,10	1,00	2,07	1,67	2,24
45-54 ^c	3,60	1,39	2,64	2,14	2,63
55 et + ^c	8,63	4,36	6,89	5,00	6,32
Tout âge	-	-	-	-	2,80 ^d

¹Phelps et Newhouse (1974a), p. 36, table 9.

^aSomme des quatre services.

^b0-4 et 5-14 dans les données E.-U.

^c45-64 et 65 ou + dans les données E.-U.

^dRatio visites totales groupes assurés/visites totales population E.-U. calculé à partir des données rapportées par le tableau 8 de Phelps et Newhouse (1974a).

Premièrement, on constate que la consommation (ajustée selon la distribution d'âge des Etats-Unis) est 80% plus élevée chez le groupe de base. Ce qui pourrait nous permettre de supposer qu'une variation du taux de coassurance de 100 à 0% impliquerait une augmentation de la consommation de 80%.

Deuxièmement, l'écart le plus élevé étant celui observé chez les plus jeunes (0-5), cela nous incite à songer qu'il s'agirait du groupe le plus affecté par l'absence de ce genre de couverture.

2.4. Effet de la variation de la coassurance sur le niveau d'utilisation des produits pharmaceutiques

L'Etat du Mississippi fut l'un des derniers Etats à mettre sur pied un programme Medicaid. De fait, il vit le jour le premier juillet 1970. Celui-ci devait couvrir intégralement le montant des dépenses découlant de la consommation des produits pharmaceutiques.

L'implantation de ce régime commandait selon Smith et Garner (1974) une analyse de ses différents impacts dont ceux sur le prix moyen des prescriptions, le coût per capita de la consommation de ces médicaments et la quantité moyenne de comprimés ou capsules par ordonnance, la prescription de ce type de produit constituant pour l'échantillon de l'étude 76% du total des ordonnances. Nous verrons plus loin cependant que les prescriptions compilées aux fins de la recherche l'ont été dans un sens restrictif.

La période d'étude s'étend sur six mois de manière à retenir deux mêmes intervalles (avril-mai-juin) répartis sur deux années successives (1970-71). De cette manière, on réduit l'ampleur du problème propre aux estimations qui ne tiennent pas compte des facteurs saisonniers. Ce qui n'exclut pas la possibilité qu'une variation dans le niveau de consommation dépende d'un facteur autre que le changement de couverture.

L'influence des facteurs saisonniers est donc nécessairement plus contrôlée que dans le cas extrême de la méthodologie de Heaney et Riedel (1970). Par contre, certaines consommations ont pu être reportées à cause de l'implantation du régime. Mais ce fait ne semble pas le facteur le plus déterminant de la variation du niveau de consommation bien qu'il puisse être relativement aussi important que celui exposé lors du résumé de Enterline et al. (1973b), les périodes retenues étant similairement rapprochées de la date du changement du niveau de protection.

En se méprenant sur la période d'analyse, Newhouse (1978) biaise l'approche de ce problème. De fait, à ce propos, ce dernier mentionne que Smith et Garner (1974) comparent l'utilisation ex post et ex ante selon un intervalle de six mois consécutifs et réparti en deux parties égales étant donné la date d'entrée en vigueur du programme Medicaid. Phelps et Newhouse (1974a) traitent aussi de cette étude mais ne font pas mention de la définition de la période ex post.

Quant au processus méthodologique, il se déploie selon ces trois volets principaux. Le premier concerne la formation d'un échantillon

aléatoire tiré de la clientèle des deux pharmacies d'une communauté du Mississippi¹ et la cueillette de données décrivant notamment le prix et la quantité des produits pharmaceutiques consommées, leur nom et celui du fournisseur, cette étape ne touchant que la période précédant l'intervention institutionnelle. Notons d'autre part que cette description statistique fut faite sur une base individuelle.

Dans un deuxième temps, il s'agit de recueillir pour les individus recrutés initialement des données du même type et se rattachant à la seconde période².

En troisième lieu, les auteurs, avant de procéder à la comparaison des données (ex ante et ex post), se sont livrés à divers ajustements statistiques : ils ont éliminé de l'échantillon les clients qui ont reçu une ou des prescriptions rédigées par des médecins³, l'absence de renseignement à ce sujet l'exigeait, et ceux qui se sont procurés des produits prescrits dans une pharmacie située à l'extérieur de la communauté. Ce qui a abaissé le nombre de personnes de 241 à 185. Finalement, soulignons que les principales estimations se lisent comme suit.

¹Ces chercheurs sont conscients du fait que cet échantillon n'est pas représentatif de la clientèle globale de l'Etat. Une analyse comparative (âge-sexe) comme celle de Scitovsky et Snyder (1972) aurait pu nous éclairer sur ce point.

²Les paiements directs effectués par les destinataires (puis remboursés par Medicaid) sont exclus de cette compilation. Ce qui pourrait provoquer une sous-estimation de l'impact du programme.

³Cette mesure empêche néanmoins la présente étude de tenir compte d'une composante importante de la consommation de médicaments.

Tableau 8

Effets d'un programme Medicaid sur la consommation des produits pharmaceutiques (Mississippi, 1970-1971)

	1970	1971
Nombre de médicaments utilisés et différents (par patient)	2,68	3,64 ^a
Nombre d'ordonnances (par patient)	5,43	9,48
Quantité de comprimés ou capsules (par prescription)	45,00	48,35
Coût en dollars des médicaments (par patient)	18,96	42,54
Prix des prescriptions (en dollars)	3,58	4,49
Prix des prescriptions touchant seulement la vente de cachets ou capsules (en dollars)	3,63	4,54

^aCes chiffres représentent des moyennes trimestrielles et sont tirés des pages 575 et 576 de l'étude en question. Par ailleurs, aucune variation survenue entre 1970 et 1971 n'est soutenue par des tests statistiques.

Un échantillon regroupant, pour la même période et les mêmes descriptions de données, des individus clients de dix pharmacies sises dans le nord de l'Etat, a permis d'établir une comparaison avec les résultats mentionnés plus haut. Il s'agit par contre de données agrégées (selon des classes socio-démographiques) et non aléatoires. La comparaison confirme toutefois de façon générale la tendance à la hausse des niveaux de consommation en termes de quantité et de coût.

Malgré cette corroboration et les écarts importants soulevés par Smith et Garner (1974), l'absence de groupe contrôle adéquat nous empêche de discerner l'effet net de la modification de la couverture.

Smith et Garner (1974) observent simultanément une hausse de 0,16\$ de la moyenne nationale du coût des prescriptions relativement à la hausse que nous avons implicitement rapportée et qui atteint 0,91\$ (4,49\$-3,58\$).

Greenlick et Darsky (1968) étudient également les conséquences sur le niveau des dépenses de nature pharmaceutique (produit) d'un régime d'assurance qui rembourse cette catégorie de dépenses. Le régime en question a été instauré en 1958 à Windsor en Ontario par des pharmaciens de cette province canadienne et constitue une pleine assurance avec un déductible de 0,35\$ par prescription.

Parallèlement, les bénéficiaires concernés sont protégés par une couverture d'assurance médicale et hospitalière tout comme ceux du groupe contrôle, lequel est formé de la clientèle totale de Windsor. La couverture de ce groupe concernant la consommation de médicaments n'est pas connue, un taux moyen de coassurance n'a pas été calculé, et les auteurs postulent qu'elle est très faible.

Selon Greenlick et Darsky (1968), c'est la présence d'une protection simultanée contre les dépenses pour des services médicaux et hospitaliers qui les a fortement motivé à procéder à leur analyse comparative.

Nous avons souligné auparavant que la compilation de Smith et Garner (1974) ignorait les prescriptions écrites par les médecins. Or l'objectif ici est de retenir aussi ce genre d'ordonnance. Par conséquent,

comme l'utilisation des services médicaux est une variable explicative de la consommation des produits pharmaceutiques, certaines prescriptions étant rédigées par des médecins lors de la visite du patient, une pleine assurance universelle pour les services médicaux abolit de manière uniforme une des contraintes financières qui pourraient biaiser (compliquer) l'évaluation de l'effet de l'assurance propre à la consommation des produits pharmaceutiques.

En d'autres termes, au regard de la comparaison entre les niveaux d'utilisation de ces deux groupes, l'accès universel à l'usage des services médicaux réduit le biais d'estimation que ce type de consommation peut avoir sur la mesure de l'impact de l'assurance touchant les produits pharmaceutiques. Cette interférence dans le processus de consommation serait donc uniformisée.

Afin d'évaluer les comparaisons entre les deux groupements, ces chercheurs ont défini un intervalle d'une année (1^{er} juin 1962 - 31 mai 1963). Puis, à partir de cette période de référence, ils ont prélevé de façon aléatoire 3 400 prescriptions de la consommation totale de la population entière de la ville de Windsor. De plus, à chacune des ordonnances se rattachait une description socio-démographique du client.

Finalement, une comparaison fut établie entre le niveau d'utilisation déterminé par cet échantillon et celui des individus touchés par la pleine couverture.

Les différents ratios de consommation du tableau suivant indiquent que la pleine assurance a eu des conséquences relativement grandes.

Tableau 9

Nombre de prescriptions, dépenses et prix moyen par prescription, per capita, pour des produits pharmaceutiques, sans et avec assurance (Windsor, 1962)¹

	Sans assurance ^a	Avec assurance	Avec assurance (Age-ajusté)
Prescriptions par personne	2,19 (1,81-2,57)	4,08	4,20
Dépenses par personne	8,29\$ (6,89\$-9,69\$)	16,48\$	16,64\$
Prix moyen par prescription	3,78\$ (3,70\$-3,86\$)	4,03\$	3,96\$

¹Tiré de Greenlick et Darsky (1968), p. 2125, table 1; cité par Phelps et Newhouse (1974a), p. 29, table 6.

^aLes chiffres entre parenthèses constituent des intervalles de confiance de 95%.

Cependant, comme le font remarquer Phelps et Newhouse (1974a), une auto-sélection virtuelle des membres du programme en question peut biaiser ces écarts vers le haut.

Quant au peu de différence entre le prix moyen par prescription des deux groupes, Greenlick et Darsky (1968) ne rejettent pas l'hypothèse concernant l'égalité de ces deux ratios. Phelps et Newhouse (1974a) eux l'attribuent à une formulation inadéquate du test d'hypothèse, celui-ci ne tenant pas compte du coût marginal nul au-dessus du déductible; sachant que

cette couverture réduit les activités de marché des consommateurs et les incitations des médecins à prescrire des marques commerciales moins dispendieuses.

Greenlick et Darsky (1968) font ressortir notamment deux autres points pertinents : 1) les individus qui ne sont pas couverts sembleraient s'acquitter de leurs prescriptions dans un délai plus long, et 2) la consommation des produits pharmaceutiques croît avec la taille de la famille chez le groupe protégé par ledit programme alors qu'aucune corrélation de ce type n'est observée chez le groupe non-couvert.

2.5. Le rôle du degré de substitution entre les services médicaux et hospitaliers lors d'une variation sélective de la coassurance

La plupart des individus, aux Etats-Unis, adhèrent à un régime d'assurance afin qu'eux-mêmes et leur famille, soient prémunis contre les dépenses hospitalières qui sont exorbitantes comparativement aux coûts des services médicaux.

Or quelques chercheurs ont tenté de vérifier que les assurés consomment plus de services hospitaliers lorsqu'ils ne sont pas couverts pour les dépenses de nature médicale.

En premier lieu, nous abordons l'étude conduite par Hill et Veney (1970). Celle-ci avait pour objectif d'estimer dans quelle proportion les assurés, couverts pour les deux types de services ci-haut mentionnés,

consomment moins de services hospitaliers que ceux qui ne disposent que d'une couverture d'assurance touchant la consommation en institution hospitalière.

Les assurés en question faisaient partie du Kansas Blue Cross. Les auteurs ont formé un groupe expérimental et deux groupes contrôles¹. Chacun des groupes est constitué de souscripteurs et des membres de leur famille. De plus, chaque groupe est composé approximativement de 5 000 sujets. Les deux groupes contrôles ont d'ailleurs été réunis pour ne représenter qu'un seul groupe d'environ 10 000 individus.

Le groupe expérimental se distingue des groupes contrôles par le fait que les assurés qui le composent sont couverts à la fois pour les services hospitaliers et médicaux. Le groupe contrôle n'est assuré que pour les services utilisés en milieu hospitalier. L'expérience s'est étendue sur une période de huit mois durant l'année 1968.

Afin de comparer les niveaux de consommation des deux groupes, Hill et Veney (1970) confrontent leur utilisation respective de services hospitaliers en 1968, versus la période correspondante et de même durée pour l'année 1967.

Il ressort de cette comparaison que le nombre d'admission, la durée de l'hospitalisation et l'ampleur des remboursements sont moins élevés chez le groupe expérimental. Par contre, cette différence n'est pas significative d'un point de vue statistique.

¹Les groupes n'ont pas été déterminé par tirage aléatoire.

Hill et Veney (1970) expliquent cet écart non significatif par la possibilité qu'une plus forte consommation de services médicaux par les assurés couverts pour les deux genres de services a généré une consommation de services hospitaliers inexistante autrement. Cette hypothèse stipule implicitement qu'un plus grand nombre de visites à caractère médical multiplie les probabilités de retracer des symptômes qui forceront l'assuré à se faire hospitaliser.

Davis et Russell (1972), avec une méthodologie que nous avons remise en question plutôt puisqu'ils utilisent des moyennes compilées pour des Etats américains, montrent que le nombre d'admissions à l'hôpital est accru quand la couverture d'assurance pour les services médicaux est moindre.

Ainsi, aucune mesure empirique fiable ne confirme qu'une hausse de prix des services médicaux augmente significativement la consommation des services hospitaliers, les prix de ces derniers étant fixes.

Par rapport à l'application d'un ticket modérateur ne touchant que les services médicaux, l'impact est incertain si l'on se fie aux estimations de ces études.

Si nous pouvons avancer, en effet, avec certitude que la différence non statistiquement significative de l'étude de Hill et Veney (1970) est due à un dépistage accru de maladies nécessitant l'utilisation de services hospitaliers, la substitution entre les services médicaux et hospitaliers en raison d'une variation à la baisse de la coassurance médicale aurait été établie.

Cette conclusion nous empêche donc de prévoir qu'un ticket modérateur ne s'appliquant qu'aux services médicaux fournis au cabinet suscitera de plus longue file d'attente aux cliniques hospitalières, notamment aux salles d'urgence.

2.6. Résumé critique de la méthodologie utilisée par les études retenues

Afin de déterminer les conséquences d'une variation du taux de coassurance sur le niveau de consommation des services médicaux, une approche peut proposer de mesurer l'élasticité-prix de la demande pour ce type de service, c'est-à-dire les effets d'une modification de prix sur l'utilisation.

Pour ce faire, étant donné un groupe particulier, le contrôle des variables âge, sexe, race, éducation, état de santé, revenu, prix du temps, statut marital, taille de la famille, nombre de professionnels de la santé (dans la région du groupe), notamment, peut susciter une bonne estimation de l'élasticité-prix des services médicaux propre à cet échantillon, le prix des services pour le patient étant représenté par le produit du taux de coassurance et du prix monétaire respectifs de chaque service.

La réalisation adéquate de ce calcul économétrique est toutefois tributaire de la disponibilité des données. Nous avons d'ailleurs vu que certaines études (Newhouse, Phelps et Schwartz 1974, Newhouse et Phelps 1976) utilisent un taux moyen de coassurance, faute de connaître les couvertures individuelles ou d'observer un taux uniforme de coassurance pour l'échantillon en question.

Nous avons aussi noté que Joseph (1972) décrit l'influence de la couverture d'assurance sur la durée d'hospitalisation à partir d'une variable dichotomique et que Rosenthal (1970) n'a pu tenir compte de l'existence de certains régimes privés d'assurance dans son étude de ce phénomène. Quant à Rosett et Huang (1973), nous avons pu constater qu'ils ignorent la couverture permise par les régimes financés par l'employeur.

D'autres études (Badgley et Smith 1979, Davis et Russell 1972, Feldstein 1971, Freiberg et Scutchfield 1976, Joseph 1972), outre la variable assurance, n'ont pu rassembler un ensemble de données individuelles distinguant adéquatement les assurés des non-assurés. A ce chapitre, Beck (1974), Newhouse et Phelps (1976) ainsi que Rosett et Huang (1973), par exemple, cernent bien cet effet complémentaire.

En vertu ou non d'un manque d'observations statistiques, une autre démarche consiste idéalement à observer dans un premier temps la consommation d'un groupe expérimental formé d'individus sélectionnés aléatoirement¹ lesquels sont l'objet d'une modification uniforme du taux de coassurance, lui-même étant identique d'un individu à l'autre. En second lieu, cette consommation est comparée à celle d'un groupe contrôle, les sujets de ce dernier étant aussi déterminés de façon aléatoire² et consommant selon les prix initiaux.

¹La sélection aléatoire dans cette démarche est nécessaire si cette dernière n'inclut pas la possibilité de contrôle économétrique.

²Sauf lorsque le groupe contrôle correspond à la population globale d'une région particulière (Phelps et Newhouse 1974a).

Un tel cheminement expérimental est par contre difficile à réaliser en raison des coûts qu'il implique. A titre d'exemple, rappelons que des études utilisent un échantillon dont la composition est instable, les entrées et sorties d'effectifs n'étant pas contrôlées (Scitovsky et McCall 1977, Scitovsky et Snyder 1972), que d'autres permettent l'auto-sélection (Greenlick et Darsky 1968, Newhouse et al. 1981)¹, que certaines usent de groupes contrôle et expérimental dont les distributions individuelles et respectives ne sont pas similaires (Helms, Phelps et Newhouse 1978) et que parfois la contre-réaction très probable des médecins à la modification de la couverture d'assurance des consommateurs n'a pu être isolée (Enterline et al. 1973b)². Concernant ce dernier problème, nous avons vu que Scitovsky et Snyder (1972) en minimisent l'importance car le groupe expérimental représente une petite proportion de la clientèle médicale. Par contre, dans le cas de cette étude, il s'agit d'une hausse du taux de coassurance. De plus, les médecins de Palo Alto au contraire de ceux du Québec peuvent agir sur le prix des services médicaux.

La variation de la consommation dans le temps peut aussi impliquer une faiblesse méthodologique si les facteurs saisonniers, entre autres, ne sont pas contrôlés (Heaney et Riedel 1970).

¹Les expérimentateurs ont choisi aléatoirement les individus mais ceux-ci n'étaient nullement contraints d'adhérer au régime proposé. Par conséquent, un sujet en mauvaise santé sera incité à s'y joindre. Le cas des consommateurs à faible revenu est semblable étant donné les compensations monétaires accordées.

²Un calcul économétrique ne prend pas nécessairement en compte cette influence (Beck 1974).

Par ailleurs, une variation de prix anticipée par les consommateurs peut fausser la réaction de ces derniers face à la mesure qui sera mise de l'avant (Enterline et al. 1973b, Smith et Garner 1974). Néanmoins, à l'instar de Phelps et Newhouse (1974a) et Beck (1974), l'étude de Enterline et al. (1973b) a utilisé des groupes contrôle et expérimental bien constitués.

Il est donc aisé de dégager de ce résumé des défauts méthodologiques généralement rencontrés, deux formes idéales d'expérimentation. Dionne (1979) ainsi que Ginsburg et Manheim (1973) proposent ces cadres expérimentaux.

La première consiste à recueillir des données sur l'utilisation des services médicaux concernant des variables explicatives touchant ce type de consommation, ces données devant couvrir les deux périodes définies par l'application de la modification de la couverture, en l'occurrence le seul changement observé.

Quant à la seconde, elle propose de comparer l'utilisation de deux groupes d'assurés, distincts en ce qui a trait à leur régime d'assurance respectif mais similaires par rapport aux caractéristiques des individus qui les composent. Ainsi, contrairement à l'approche précédente, les groupes rattachés aux phases antérieure et postérieure relativement à la date de modification de la coassurance ne sont pas constitués des mêmes individus.

2.7. Les études empiriques et le risque moral

Nous avons soulevé au chapitre I la contribution de Pauly (1968) à propos de la hausse des coûts due à l'assurance médicale. Or cette forme de risque moral a suscité quelques mesures empiriques qui avaient pour but de quantifier son ampleur.

De fait, nous avons vu auparavant que la hausse des dépenses suite à une augmentation de la couverture a été initialement définie comme du risque moral et que certaines études ont mis en application cette approche de Pauly (1968) en incluant une estimation empirique de l'élasticité-prix de la demande pour les services médicaux (ou hospitaliers), afin d'évaluer l'importance de ce risque moral.

Sur de telles bases, il est permis d'affirmer que ce type de risque moral¹ n'est absent d'un marché d'assurance que si les courbes de demande individuelle impliquées dans ce marché sont parfaitement inélastiques par rapport au prix.

Or, dans le présent chapitre, les recherches qui ont fait l'objet d'un résumé critique montrent que la quantité demandée (ou utilisée) de services médicaux, hospitaliers, dentaires et pharmaceutiques varie en fonction de leur prix.

Aussi, à partir des variations de prix (couverture) et de quantités de services consommés qu'ils ont évaluées, quelques auteurs, parmi ceux dont les résultats ont été retenues, ont estimé empiriquement les élasticités-prix suivantes² :

¹L'influence directe de l'assuré sur le montant de la perte.

²L'étude de Joseph (1972) est ignorée parce que le calcul de l'élasticité-prix préconisé est erroné.

Tableau 10

Elasticités-prix pour les services médicaux, hospitaliers
dentaires et pharmaceutiques

	Nature des services touchés par une $\Delta\alpha$ donnée	Elasticité d'arc selon une $\Delta\alpha$ donnée	Elasticité d'arc estimée pour une $\Delta\alpha = 0,25^a$
<u>Services médicaux</u>			
Newhouse et Phelps (1976)	Nombre de visites	-0,08	Constante
	Coût d'une visite	-0,15	Constante
Phelps et Newhouse (1972)	Visites au bureau (dép.)	-0,14	Idem
	Services auxil. (dép.)	-0,07	
	Visites à la maison (dép.)	-0,37 (0 à .25) ^b	Idem Idem
<u>Services hospitaliers</u>			
Feldstein (1971)	Séjour hospitalier	-0,67	Constante
Davis et Russell (1972)	Séjour hospitalier	-0,50	Constante
Rosett et Huang (1973)	Tous les services Médicaux et hosp.	-0,35 à 0,15 (.20 à .80)	c
Freiberg et Scutchfield (1976)	Nombre d'admissions	-0,22	Constante
	Séjour hospitalier	-0,06	Constante
Heaney et Riedel (1970)	Nombre d'admissions	-0,05 (0 à .31) ^a	-0,04
	Séjour hospitalier	-0,06 (0 à .57) ^a	-0,03
Newhouse et Phelps (1976)	Tous les services	-0,05	Constante
	Séjour hospitalier	-0,06	Constante
<u>Services dentaires</u>			
Phelps et Newhouse (1974a)	Principales visites	-0,29 (0 à 1)	-0,06
<u>Services pharmaceutiques</u>			
Greenlick et Darsky (1968)	Toutes les dépenses des ordonnances	-0,40 (.09 à 1)	-0,07
Smith et Garner (1974)	Toutes les dépenses des ordonnances	-0,38 (0 à 1)	-0,07

^a Phelps et Newhouse (1974a, b); $\Delta(1-\alpha) = 1 - 0,75 = 0,25$.

^b Variation du taux de coassurance pour laquelle le calcul de l'élasticité-prix a été effectué.

^c Aucune estimation n'est fournie pour cette étude.

Certes, ces élasticités-prix constituent une mesure de l'effet-prix que provoque l'assurance. Mais il faut évidemment garder à l'esprit la critique méthodologique que nous avons faite pour chacune des études car elle permet de justifier l'écart entre les estimations et donne un indice quant à leur qualité.

D'autre part, les articles de Marshall (1976a, b) ont remis en question l'interprétation étroite de cette forme de risque moral et la mesure empirique qui en a découlé.

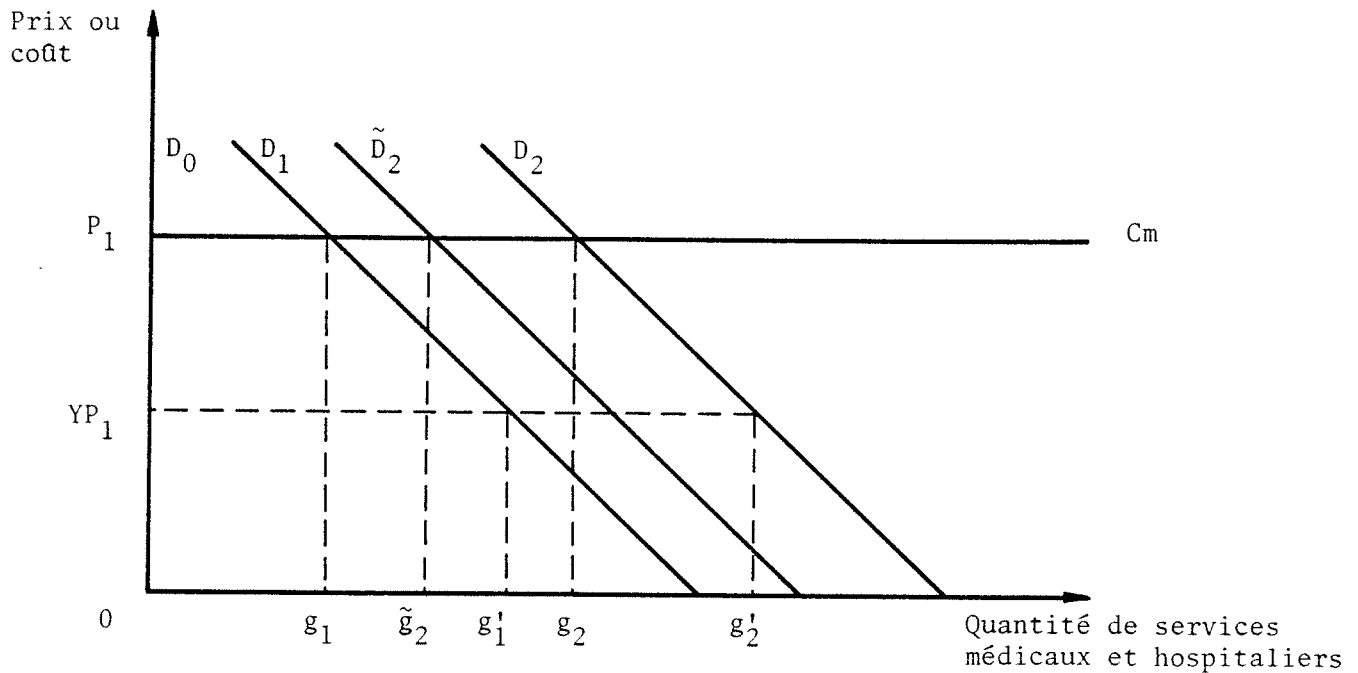
Ces articles démontrent que la réallocation des ressources caractérisée par une hausse des dépenses médicales étant donné l'assurance ne doit pas être considérée comme la seule conséquence du risque moral.

Cet auteur souligne l'effet de richesse créé par une détérioration de l'état de santé de l'assuré et le rôle des marchés des assurances dans la réallocation efficace des ressources sous l'incertain. Il complète l'approche de Pauly (1968).

Pour illustrer l'identification de l'effet-prix de Pauly (1968) et de l'effet de richesse de Marshall (1976a, b), nous nous proposons d'utiliser le graphique 5.

Dans ce scénario, le déplacement d'une courbe à l'autre trouve sa justification dans la variation de l'état de santé. D_1 et D_2 sont liées à une même maladie; maladie qui comporte des degrés de gravités différents ($M_2 > M_1$) occasionnant des niveaux de dépenses différents (selon le style

de notation du graphique 2). En d'autres termes, la guérison de M_{i+1} exige un séjour hospitalier plus long, plus d'exams et/ou plus de tests que ce que requerrait le traitement de M_i . A titre d'exemple, M_1 et M_2 représentent respectivement un pontage et une transplantation cardiaque. Ces deux possibilités de traitement résulte d'un fait commun, celui voulant que le diagnostic médical révèle que l'assuré a souffert d'un infarctus du myocarde.



Graphique 5

Bien entendu, une approche plus représentative de la réalité inclurait une répartition plus fine des niveaux de gravité. En l'occurrence, une revascularisation du myocarde et une opération à coeur ouvert s'inséreraient entre les M_1 et M_2 désignées plus haut. Nous avons arrêté

notre choix sur ces deux derniers cas (plus ou moins éloignés) afin de mettre clairement en relief le rôle de l'assurance et de l'information dans la détermination du niveau de dépense médicale et hospitalière. Quant à la courbe \tilde{D}_2 , tout comme la courbe D_2 , elle correspond à la contraction de la maladie M_2 . Nous mettons maintenant en évidence son rôle par rapport à la réallocation efficace des ressources causée par l'assurance et la définissons avec plus de précision.

Prenons en premier lieu le cas de l'individu qui ne peut s'assurer. S'il est affligé par M_1 , il utilise g_1 . Par contre, M_2 implique une consommation plus forte, soit g_2 . Or il est possible qu'il ne puisse se procurer toutes les unités de services. En effet, le traitement spécialisé que nécessite M_2 génère des coûts élevés que certains individus ne peuvent assumer. Nous posons, par conséquent, que l'individu dont il est question ici, ne peut consommer plus de \tilde{g}_2 .

Ce niveau est donné par la rencontre de la courbe \tilde{D}_2 avec la courbe du C_m où \tilde{D}_2 est la courbe de demande quand M_2 est contractée et que l'individu n'est pas assuré. Lorsque l'individu non-assuré est affecté par M_2 , ceteris paribus, relativement à M_0 , celui-ci réaffecte ses ressources monétaires et détermine de ce fait un nouvel équilibre de consommation des services médicaux et des autres biens ou services. Mais le niveau \tilde{g}_2 qui est alors fixé est inférieur au niveau de consommation que lui permettrait d'atteindre la pleine assurance, soit g_2 .

Donc, si nous supposons dans un second temps qu'il existe un marché d'assurance actuarielle, il pourra consommer effectivement le niveau g_2 . En fait, g_2 sera à la portée de l'individu malade si les coûts afférents à M_2 sont couverts par l'assurance de manière intégrale¹.

Pour ce, il devra payer une prime concernant une pleine assurance. Compte tenu de (1.5) et de notre nouveau cadre, nous aurons :

$$(2.1) \quad P = (p_1 g_1 P_1 + p_2 g_2 P_1)$$

où p_1 et p_2 apparaissent respectivement pour décrire les probabilités de contraction des maladies M_1 et M_2 .

Mais ladite prime ne sera payée par cet individu que si

$$(2.2) \quad EU = [1 - (p_1 + p_2)] U(S) + p_1 U(S - g_1 P_1) + p_2 U(S - g_2 P_1) < U(S - P).$$

Si cette dernière proposition (une adaptation de l'inégalité (1.2) à notre présent point d'intérêt) est vérifiée, l'individu s'assure et sera en mesure ex post de consommer les niveaux g_1 ou g_2 . S'il y a parfaite information, l'assureur ne remboursera que ces deux niveaux de dépense. Aussi, ex ante, il est possible que l'assureur ait demandé à l'individu combien il consommerait d'unités de service médicaux et hospitaliers au prix P_1 pour chaque niveau de gravité, et qu'il ait aussi établi d'une manière relativement précise les différents p_i . Dans cette perspective, l'assuré se verra dans l'obligation de consommer aux niveaux déclarés pour que le remboursement intégral soit effectif, l'assureur pouvant distinguer l'état de santé de ses assurés.

¹Un résultat de la littérature couverte au chapitre précédent indique que le consommateur choisit la pleine assurance quand il base la décision de s'assurer sur un calcul actuariel de la prime, ce dernier éprouvant une aversion pour le risque.

Or, si nous posons que l'assuré consomme \tilde{g}_2 lorsque M_2 survient et que l'assurance lui permet d'atteindre g_2 pour cette maladie, l'addition $(g_2 - \tilde{g}_2)$ au niveau initial \tilde{g}_2 (c'est-à-dire avant la signature du contrat d'assurance) est, selon Marshall (1976a, b), une réallocation efficace des ressources sous l'incertain lorsqu'il y a assurance.

Considérons maintenant l'approche de Pauly (1968) à l'effet que l'assuré dispose d'une carte blanche. Ce qui signifie que son assureur rembourse l'ensemble de la consommation facturée par son ou ses médecins¹.

Cet auteur postule que l'individu peut consommer g_1 et g_2 sans assurance et que la couverture d'assurance incite à utiliser davantage que ces deux plateaux de consommation. Son argumentation repose sur l'hypothèse voulant que l'assuré perçoive un prix plus bas que P_1 , posons YP_1 pour un taux de coassurance Y , et que celui-ci consomme g'_1 pour M_1 et g'_2 pour M_2 .

Pauly (1968) ne tient donc pas compte de la réallocation efficace des ressources de Marshall (1976a, b) et avance que le risque moral correspond à l'effet-prix décrit le long de la courbe D_2 par le passage de g_2 à g'_2 . Marshall (1976a, b), quant à lui, soutient que l'individu consomme g_2 sous l'assurance comparativement à \tilde{g}_2 lorsqu'il n'est pas assuré, la maladie M_2 étant observée. Le risque moral égale ainsi la consommation $(g'_2 - g_2)$.

¹Pauly (1968) ne traite pas du cas où l'assuré peut mentir à propos de son niveau de santé en situation d'asymétrie d'information. Si l'assuré est assujéti à un régime contingent, cette possibilité est à envisager. Nous discutons de cette éventualité au chapitre suivant.

Précédemment, ce type de calcul a été appliqué à des prévisions de dépense évaluées pour divers contextes d'assurance et d'information (1.3.2).

Un moyen de réaliser empiriquement l'identification de ces effets (réallocation efficace des ressources et risque moral) s'avérerait être la vente de régimes d'assurance contingents et la création d'un contexte de parfaite information. Les études retenues n'ont pas utilisé cette méthode d'identification empirique parce qu'une telle pratique comporte de sérieuses embûches.

En effet, la difficulté d'appliquer un régime contingent avec parfaite information tient au fait qu'un tel cheminement expérimental est techniquement coûteux à mener à bien.

S'il advenait par contre qu'un ou des individus acceptent de financer l'application d'un régime contingent impliquant une asymétrie d'information très réduite, on proposerait de comparer le niveau des dépenses atteint sous ce régime par un échantillon aléatoire d'individus au montant des dépenses effectuées par le même ou un autre échantillon aléatoire de sujets ayant carte blanche. Dans ce dernier cas, les individus du second échantillon seraient sélectionnés à partir de la population ayant servi à former le premier échantillon. Préalablement, les expérimentateurs mesureraient aussi la consommation en l'absence de l'assurance. Ces trois niveaux de consommation ne devraient retenir que deux degrés précis de gravité, et ce pour une même maladie¹.

¹Puisque ces échantillons sont formés aléatoirement, la courbe D_1 agrégée peut être imputée au groupe ayant permis l'agrégation des D_2 individuelles.

Idéalement, les médecins impliqués dans ce processus expérimental ne seraient pas rémunérés à l'acte mais sur une base horaire fixe de manière à ce qu'il joue un rôle neutre¹. Il s'agit d'un point crucial puisque nous avons souligné à plusieurs reprises dans ce chapitre que les études empiriques ne parvenaient pas à contrôler les effets d'offre et qu'il est ardu pour l'assureur d'observer avec justesse l'état de santé de ses clients².

Néanmoins, ce procédé ne reproduit pas de façon parfaite un contexte où il n'y a pas d'asymétrie d'information.

Ainsi, possiblement pour des raisons d'ordre financier, suite au concours de Marshall (1976a, b), aucune étude de nature empirique concernant ce sujet n'a été réalisée, cet apport théorique nécessitant la comparaison suivante : la détermination statistique de l'importance de la mauvaise allocation des ressources que constitue le risque moral versus l'ampleur de la réallocation efficace des ressources de Marshall (1976a, b).

La réinterprétation des estimations de Zeckhauser (1970) par Marshall (1976a) ne reposant que sur une simulation numérique, celle-ci ne constitue pas une étude empirique qui évalue l'ampleur absolue et relative de cette forme de risque moral.

¹Cette démarche revêt toutefois la possibilité qu'il y ait sous-production de services.

²L'assuré qui s'estime malade pourrait être examiné par plusieurs médecins avant que l'on pose le diagnostic final.

Donc, étant donné l'existence hypothétiquement conjointe du risque moral et d'une autre composante de consommation découlant d'une allocation efficace des ressources sous l'assurance, lesquelles ont une importance respective inconnue de l'assureur, il est impossible pour ce dernier de bien évaluer dans quelle mesure l'instauration d'un ticket modérateur, par exemple, pourra réduire le risque moral.

D'autre part, que l'assureur poursuive ou non avec efficacité la réduction du risque moral, il est possible dans un même temps qu'il élimine une part de la consommation de services perçus comme "nécessaires" par le consommateur, le groupe médical qui le soigne ou l'assureur lui-même. Ce qui irait dans le sens contraire de l'allocation optimale des ressources (first best). Il est plausible d'affirmer que le bien-être de la société serait moins abaissé si le risque moral était réduit dans la même proportion sans que la consommation de services "utiles" ne soit effacée. Toutefois, en soi, la baisse de l'ampleur du risque moral peut être préférable socialement à une maximisation de l'envergure de ce phénomène.

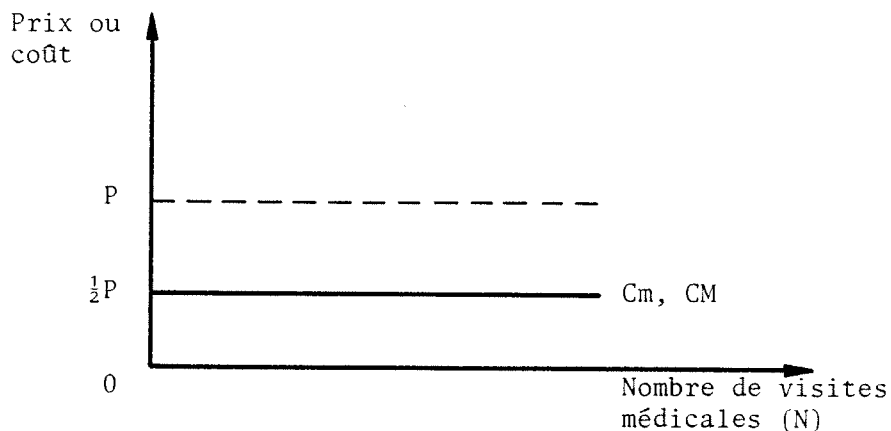
La difficulté réside cependant dans la définition d'un service utile ou nécessaire, ou de son opposé, soit l'abus ou la surconsommation, et dans la prise en compte de la coexistence possible des phénomènes du risque moral et de la consommation abusive. Le prochain chapitre est consacré à l'étude de cette problématique.

2.8. Analyse de quelques problèmes techniques posés par les études retenues

2.8.1. Le taux moyen de coassurance comme approximation du prix payé par le consommateur

Selon Pauly (1974b), la décision de consommer des services médicaux, en l'occurrence un nombre N de visites médicales au prix unitaire de marché P , se prend marginalement et repose sur la valeur du coût marginal (C_m) d'une visite additionnelle, et non sur le niveau du coût moyen (CM) généré par ce rendez-vous supplémentaire.

Or, lorsque le régime d'assurance n'introduit pas de déductible¹ et que α et P sont constants², pour chaque nombre de visites, le C_m auquel fait face le consommateur et le CM pour ce dernier sont égaux et prennent la valeur αP . Dans ce cas particulier, l'emploi du CM comme estimation du prix à payer par le consommateur n'est pas une faille méthodologique.



Graphique 6

Taux de coassurance (α) : $\alpha = \frac{1}{2}$ pour tout t tel que $t = NP$.

¹Dans cette analyse, un déductible de MP (où M est un nombre de visites stipulé par le contrat d'assurance) signifie que l'assuré doit déboursier intégralement ce montant de manière successive et cumulative avant qu'un taux de coassurance inférieur à l'unité entre en vigueur.

²Si le coût des visites est variable alors l'écart relatif entre le CM et C_m est inconnu et le signe de même que l'ampleur du biais inclus dans l'estimation le sont aussi.

Algébriquement, étant donné notre précédente notation (1.10) et sachant que $q = (1 - \alpha)t$, cela signifie que la couverture moyenne égale :

$$(2.3) \quad \frac{q}{N} = (1 - \alpha)P = P - CM \quad \text{pour tout } N ;$$

et que la couverture marginale égale :

$$(2.4) \quad \frac{\partial q}{\partial N} = (1 - \alpha)P = P - C_m \quad \text{pour tout } N.$$

Pauly (1974b) aborde le problème de mesure particulier occasionné par l'utilisation d'une couverture moyenne si le régime d'assurance comporte l'application d'un déductible¹.

Dans ce contexte d'assurance, au-delà du déductible (d), le CM sera supérieur au C_m et donc trop élevé pour procurer une bonne estimation de ce dernier². De fait, maintenant

$$(2.5) \quad CM = \frac{d}{N} + \alpha P - \frac{\alpha d}{N} \quad \text{si } (t - d) > 0,^3$$

$$= P \quad \text{autrement;}$$

$$(2.6) \quad C_m = \alpha P \quad \text{si } (t - d) > 0,$$

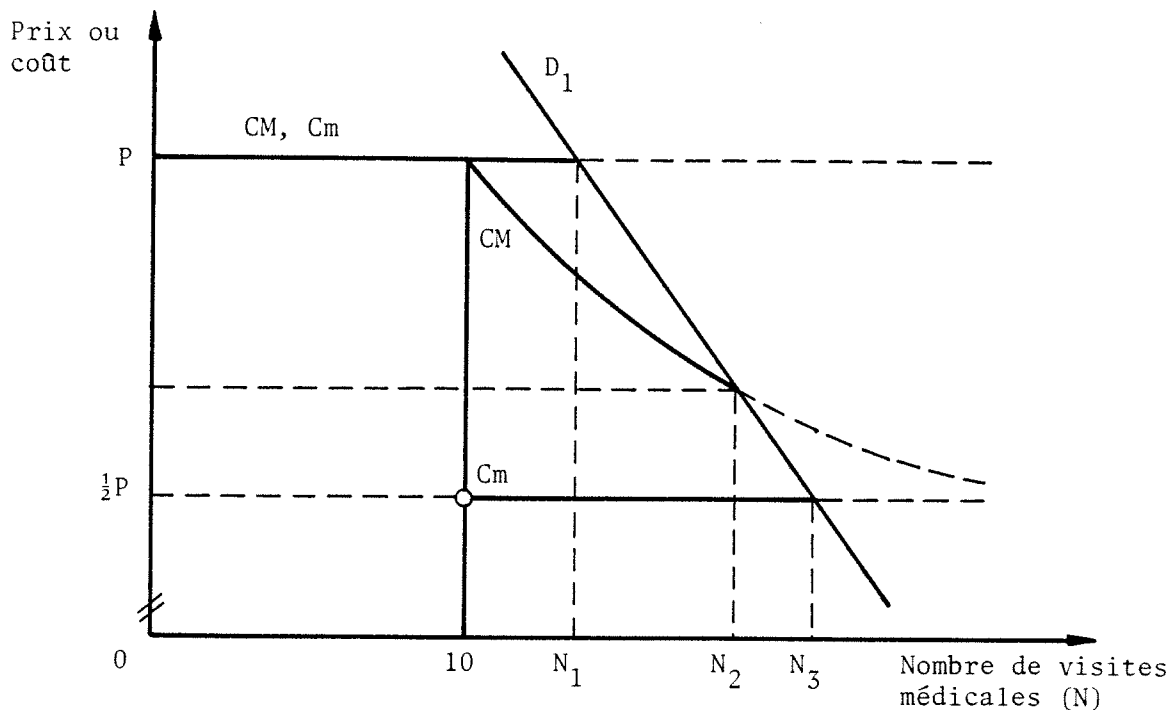
$$= P \quad \text{autrement.}$$

¹Newhouse (1978) examine aussi ce point mais de façon incomplète cependant.

²Pour des fins simplificatrices et graphiques, nous posons que le coût d'une visite est constant, qu'au-delà de d le taux de coassurance ne varie pas et qu'il n'y a pas de maximum associé au nombre de visites et de délimitation de la durée de la période pour lequel ($\alpha = 1/2$) s'applique.

³Le coût total des visites égalant : $d + \alpha(t - d)$ si $(t - d) > 0$, et t autrement.

Le graphique 7 fait ressortir que, pour une courbe de demande individuelle D_1 , le nombre de visites observé (N_3) est associé à un coût trop élevé en raison de la prise en compte du CM au lieu du C_m ; au C_m , l'assuré ne consommerait effectivement que N_2 . Par rapport au niveau atteint sans assurance (N_1), l'utilisation du CM sous-estime l'effet de la variation de la couverture d'assurance : l'écart devant être retenu serait $(N_2 - N_1)$ et non $(N_3 - N_1)$, car à ce dernier niveau, étant donné le CM, nous faisons correspondre une $\Delta\alpha$ supérieure à $1/2$. La variation de prix estimée est donc plus grande que celle qui est effectivement ressentie par l'assuré quand il consomme $(N_3 - N_1)$.



Graphique 7

Déductible : $d = 10 P$.

Taux de coassurance (α) : $\alpha = 1/2$ pour $t > 10 P$;
 $\alpha = 1$ pour $t \leq 10 P$.

Ainsi, la présence du déductible dans certains régimes d'assurance, nous oblige à modifier notre modèle d'assurance (1.10), et par ricochet les couvertures moyennes et marginales en découlant (2.3 et 2.4), de la façon suivante.

Sachant que

$$(2.7) \quad q = (1 - \alpha) \cdot (t - d) \quad \text{pour } t = NP, \quad ^1$$

$$(2.8) \quad \frac{q}{N} = (1 - \alpha)P - (1 - \alpha) \frac{d}{N} \quad \text{si } (t - d) > 0, \\ = 0 \quad \text{autrement;}$$

et

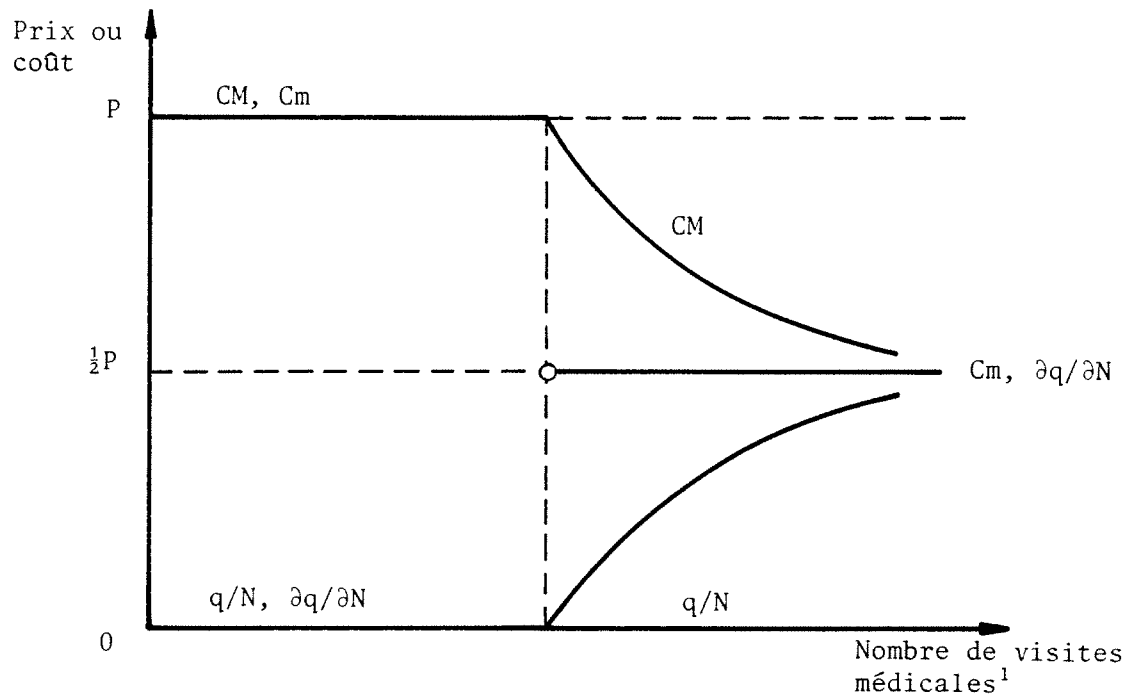
$$(2.9) \quad \frac{\partial q}{\partial N} = (1 - \alpha)P \quad \text{si } (t - d) > 0, \quad ^2 \\ = 0 \quad \text{autrement}$$

$$^1 q/N = (1 - \alpha)P - (1 - \alpha)d/N \quad \text{si } (t - d) > 0, \\ = P - \alpha P - d/N + \alpha d/N \\ = P - (d/N + \alpha P - \alpha d/N) \\ = P - CM \text{ (d'après 2.5).}$$

$$^2 \partial q / \partial N = (1 - \alpha)P \quad \text{si } (t - d) > 0, \\ = P - Cm \text{ (d'après 2.6).}$$

On voit directement que $(2.8) < (2.9)$; de plus, $CM > C_m \Rightarrow P - CM < P - C_m$. Conséquemment, si q/N est inférieure à $\partial q/\partial N$ alors l'effet de l'assurance sur l'utilisation des services médicaux sera surestimé puisqu'on pose la consommation pour ce type de service comme étant fonction d'une couverture trop basse.

Pauly (1974b) met aussi en relief un effet compensatoire de signe contraire. Une fois que le nombre de visites défini par le déductible est dépassé, $\partial q/\partial N$, à l'opposé de q/N , ne se modifie pas. Par le fait même, à partir des dix premières visites (ou du montant $10 P$, P étant constant), pour un rendez-vous supplémentaire, q/N varie plus que $\partial q/\partial N$.



Graphique 8

¹Même légende que celle du graphique 7 en ce qui a trait à la définition et à la valeur (s'il y a lieu) des paramètres.

Ainsi, l'utilisation de la couverture moyenne sous-estime l'impact de l'assurance sur le niveau de consommation, car une variation particulière du nombre de visites est imputée à une modification donnée de q/N plus importante que la variation nulle de $\partial q/\partial N$. Donc, puisque $CM > Cm$ pour une variation donnée de N^1 et que $t > d$, l'impact de la couverture d'assurance sur le nombre de visites effectuées, suite à l'emploi du coût moyen, est sous-évalué.

En termes de couverture d'assurance, cela signifie que $\frac{\partial^2 q}{\partial N^2} < \frac{\partial(q/N)}{\partial N}$ pour $t > d$. De fait, à partir de (2.8) et (2.9), nous trouvons :

$$(2.10) \quad \frac{\partial^2 q}{\partial N^2} = 0 < \frac{(1 - \alpha)d}{N^2} = \frac{\partial(q/N)}{\partial N}$$

L'effet combiné de ce dernier impact avec le premier biais mis en évidence par le graphique 7 comporte un signe inattendu pour les chercheurs préconisant l'utilisation du prix moyen pour l'assuré.

Par ailleurs, au-delà de d visites, le sens d'une variation de α est lié à l'ampleur du biais d'estimation. Pour un d donné, l'écart entre q/N et $\partial q/\partial N$ (entre CM et Cm) s'accroît lorsque α est augmenté (réduit). Mathématiquement, nous constatons que

$$(2.11) \quad \left| \left[\frac{\partial}{\partial \alpha} \left(\frac{\partial q}{\partial N} \right) \right] \right| = P, \quad \text{si } (t - d) > 0, \quad ^2$$

¹ \dot{CM} (\dot{Cm}) : taux de changement du CM (Cm).

²De même, $\frac{\partial Cm}{\partial \alpha} = P$ et $\frac{\partial CM}{\partial \alpha} = P - \frac{d}{N}$.

et que cette expression est supérieure à

$$(2.12) \quad \left[\frac{\partial}{\partial \alpha} (q/N) \right] = P - \frac{d}{N} \quad \text{si } (t - d) > 0 ,$$

$$= P \left(1 - \frac{10}{N} \right) \quad ((t - d) > 0 \Rightarrow N > 10) !$$

Ces implications ne s'avèrent toutefois pas vérifiées dans tous les cas. Certes, en fonction du CM et Cm et pour un certain d, si une série d'estimations est faite à partir de niveaux successifs de N, le biais s'agrégera et sera d'autant plus grand que α sera petit. Par analogie, compte tenu à nouveau de ces deux variables, nous formulons que le biais d'estimation augmente avec la période, s'il s'agit d'agréger des estimations ponctuelles pour toute la durée de la période en question. De fait, dès que N est plus grand que 10 visites (ou $t > d$), des visites supplémentaires font croître la surface entre les courbes CM et Cm, ce qui indique que les estimations successives qui s'additionnent, accentuent le biais lorsque le CM n'égale pas le Cm pour tout N.

Par contre, si une estimation est calculée à partir d'une variation donnée de N pour un niveau élevé de visites, un niveau tel que la courbe CM(q/N) tend vers Cm($\partial q/\partial N$), l'estimation en question sera possiblement peu biaisée et peu affectée par une modification de α .

L'emploi du taux moyen de coassurance pose ainsi deux types de problème à savoir un défaut de mesure rattaché à l'agrégation des

¹De même, $\frac{\partial Cm}{\partial \alpha} = P$ et $\frac{\partial CM}{\partial \alpha} = P - \frac{d}{N}$.

couvertures individuelles nécessaire au calcul du CM et un défaut intrinsèque qui résulte d'une relation CM-consommation généralement biaisée.

On se rend dès lors compte que la possibilité de biais ne survient que si le déductible est excédé. Outre le prix des visites¹, la durée de la période², le niveau du déductible, la probabilité de maladie ainsi que les désutilités émanant de celle-ci³ sont des facteurs qui influencent la prise de décision du consommateur quant au dépassement du nombre de visites requis par le déductible.

Keeler, Newhouse et Phelps (1977) abordent séparément le rôle de ces variables dans la décision de consommer. A l'aide d'une fonction d'espérance d'utilité permettant de calculer des dépenses espérées optimales, ces auteurs relient le nombre anticipé de visites au nombre de visites déjà pris en charge par le consommateur relativement au déductible⁴ et à la longueur de l'intervalle qui reste à écouler pour qu'une nouvelle période débute.

¹Rappelons que nous avons posé \bar{P} pour tout N.

²Intervalle de temps maximal durant lequel le déductible doit être surpassé pour que le taux de coassurance soit réduit. Au-delà de la fin de cette période, une seconde débute et le déductible s'applique à nouveau. Par exemple, si comme dans le contrat précédent le déductible est fixé à 10 P et que la durée de la période s'étend sur un an alors le consommateur devra rendre visite à un médecin plus de 10 fois durant cet intervalle pour que le taux de coassurance de 0,5 s'applique aux visites subséquentes. Après cet intervalle, une nouvelle période d'une année débutera, le déductible entrera à nouveau en vigueur (si tel est le cas) et l'assuré continuera à se prévaloir d'un taux de coassurance égale à l'unité. Si nous adaptons ce cas précis à notre modèle, nous aurons maintenant :

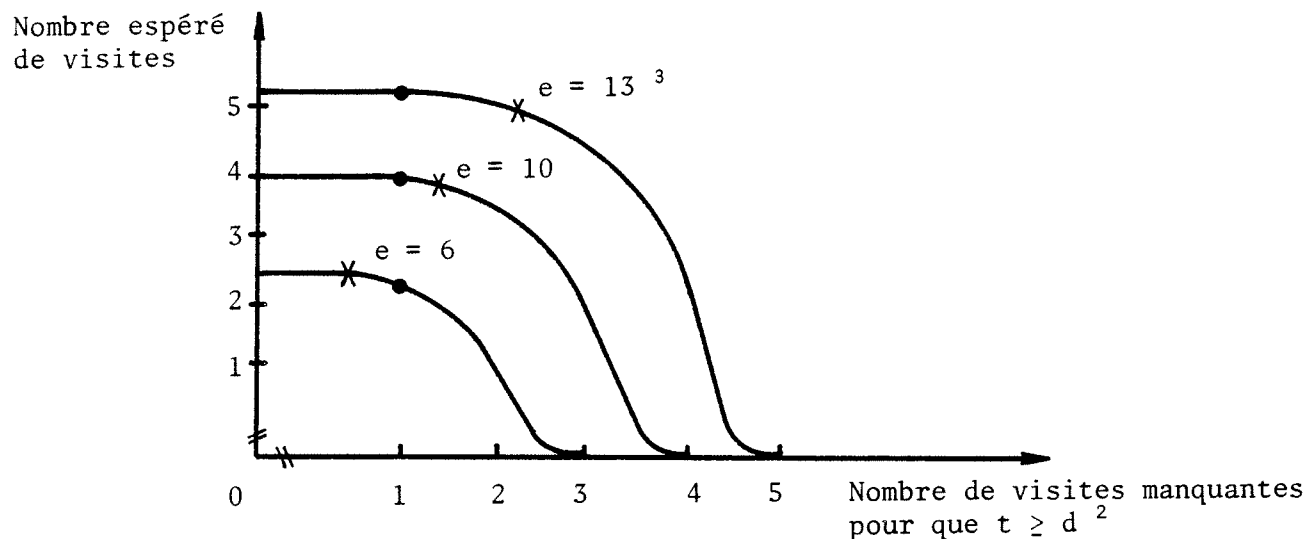
$$(2.13) \quad (\partial q / \partial N)_b = (1 - \alpha)P \quad \text{pour } t > d \quad \text{et } b < 365^e \text{ jour.}$$

$$(2.14) \quad (q/N)_b = (1 - \alpha)P - (1 - \alpha) d/N \quad (\text{même condition que ci-dessus}).$$

³Nous distinguons les désutilités certaines inhérentes à une maladie particulière de celles qui sont anticipées. Ce qui signifie qu'une maladie mineure mais très douloureuse peut être traitée et qu'une autre peu souffrante mais comportant un grand risque pour la santé le sera également.

⁴Dans leur modèle, le déductible est défini par un nombre de 3, 4 ou 5 visite alternativement.

Leur estimation a permis d'établir le graphe suivant :



Graphique 9¹

¹Tiré de Keeler, Newhouse et Phelps (1977, p. 646, figure 2.

²Nous supposons que le nombre de visites réalisées lorsque $t > d$ est le niveau que doit atteindre le consommateur étant donné son état de santé.

³e est le nombre de jours qui restent à écouler à la période.

Ainsi, la simulation de ces auteurs, toutes choses étant égales par ailleurs, fait ressortir qu'un plus petit déductible comporte une plus grande probabilité de dépassement.

Ici l'individu touché par le déductible requérant 5 visites a tendance à consommer comme s'il n'était pas assuré et ne prévoit donc pas excéder le déductible : il anticipe effectuer un nombre de visites qui varie peu, et ce à partir d'un niveau $(d - t)$ plus élevé et plus rapproché que celui observé lorsque le même individu est confronté à un déductible de 3 visites et à un e donné de niveau relatif inférieur.

En fait, il escompte réaliser le même nombre de visites qu'il anticiperait atteindre si le déductible était surpassé (mais ce avant que t ne soit effectivement supérieur à d). Ce plateau est moins allongé lorsque le déductible est plus bas, c'est-à-dire qu'il survient à un niveau $(t - d)$ relativement inférieur.

Conséquemment, pour un état de santé particulier et donc un nombre anticipé et donné de visites, plus le déductible est bas et/ou la période est longue, plus il est probable qu'il soit excédé.

Ce lien causal sera d'autant plus fort si l'individu assuré s'estime (ou est) susceptible de contracter des maladies à haut risque et/ou souffrantes. En effet, ceci implique que cet assuré compte effectuer un nombre relativement élevé de visites médicales.

Cette constatation pourrait par ailleurs amener l'individu à concentrer ses visites entre la date où il compte égaler le déductible et la fin de la période et aussi à rapprocher le dépassement du déductible (comparativement à un autre contexte où il serait moins malade).

La décision prise ex ante de surpasser ou non le déductible et l'ampleur du dépassement qui pourrait s'en suivre, repose donc sur la perception que l'assuré a de sa santé, celle-ci étant plus ou moins influencée par son milieu et par le ou les médecins qui le traitent.

Ainsi, la probabilité de dépassement de d détermine la possibilité qu'il y ait ou non biais d'estimation, P étant constant. Si on observe

que $t > d$ alors la discussion faite au début de cette section prend sa réelle importance.

2.8.2. L'endogénéité du choix de l'assurance et l'adhésion volontaire

L'adhésion volontaire ou l'auto-sélection fait ressortir la problématique décrite par l'endogénéité du choix de l'assurance, laquelle peut favoriser la souscription des individus en mauvaise santé aux divers régimes d'assurance proposés par les expérimentateurs (Newhouse et al. 1981) ou les assureurs; ceteris paribus, les dépenses envisagées par l'assuré potentiel et la prime exigée par l'assureur déterminant partiellement la couverture d'assurance¹.

De plus, le choix endogène de l'assurance, par rapport notamment aux dépenses espérées par le consommateur et la prime à payer, est relié potentiellement à la sélection adverse et au risque moral.

Premièrement, il est possible que les dépenses anticipées par le consommateur soient supérieures à celles prévues par l'assureur, et ce en raison de l'existence de la sélection adverse. Ainsi, le mauvais risque pourrait avoir tendance à être couvert davantage puisqu'ici le calcul de la prime serait biaisé vers le bas.

¹Les divers facteurs intervenant dans le processus de détermination du choix d'assurance ont été mis en relief dans le chapitre précédent. Nous supposons par ailleurs que la prime offerte n'est pas actuarielle.

Deuxièmement, les sujets adhérant aux régimes d'assurance existants peuvent être les plus susceptibles de modifier leur comportement une fois le contrat signé. Les individus qui risquent le plus d'être frappés par une maladie, dont l'observance est indépendante de l'existence de l'assurance, sont nécessairement les plus susceptibles d'introduire un biais accru via la modification de leur comportement de consommation étant donné ce genre de maladie. En effet, nous avons posé en début d'analyse une hypothèse voulant que la proportion de ce groupe d'assurés dans l'échantillon soit trop élevée par rapport à celle du groupe correspondant de la population, de laquelle l'échantillon est tiré.

Donc cette altération du comportement de ces assurés aurait globalement une amplitude supérieure à celle des individus moins sujets à la contraction d'une maladie de ce type. Par contre, le dépistage de maladies qui ne seraient pas déclarées en l'absence d'assurance n'est pas le propre des mauvais risques. Nous postulons à ce propos que ledit phénomène touche également les groupes d'assurés que nous avons définis.

Cette forme de risque moral et la sélection adverse sont les deux causes de l'émergence du problème que posent l'endogénéité du choix de l'assurance et l'auto-sélection.

Outre la possibilité de calculer plus adéquatement les primes individuelles, l'inexistence de la sélection adverse permettrait de vérifier si les individus qui risquent le plus d'être minés par la maladie se prévalent effectivement d'une couverture plus avantageuse et si la proportion de

chacun des groupes de l'échantillon est respectivement représentative de celle des groupements de la population de référence.

Il serait ainsi possible de confirmer si l'état de santé fausse réellement la mesure de l'effet de l'assurance sur l'utilisation des services médicaux, les malades consommant supposément plus¹.

Le choix endogène de l'assurance et l'adhésion sur une base volontaire pourraient donc permettre à l'état de santé de manière générale de jouer un rôle dans la détermination de la couverture et le niveau des dépenses de l'assuré, d'où la possibilité du biais dont il est question quant à l'impact de l'assurance.

D'autre part, la sélection adverse et le risque moral mis en relief déterminent en totalité l'importance de cette implication.

Compte tenu de ce que nous venons de soulever, nous illustrons au tableau 11 divers scénarios expérimentaux où un biais d'estimation intervient.

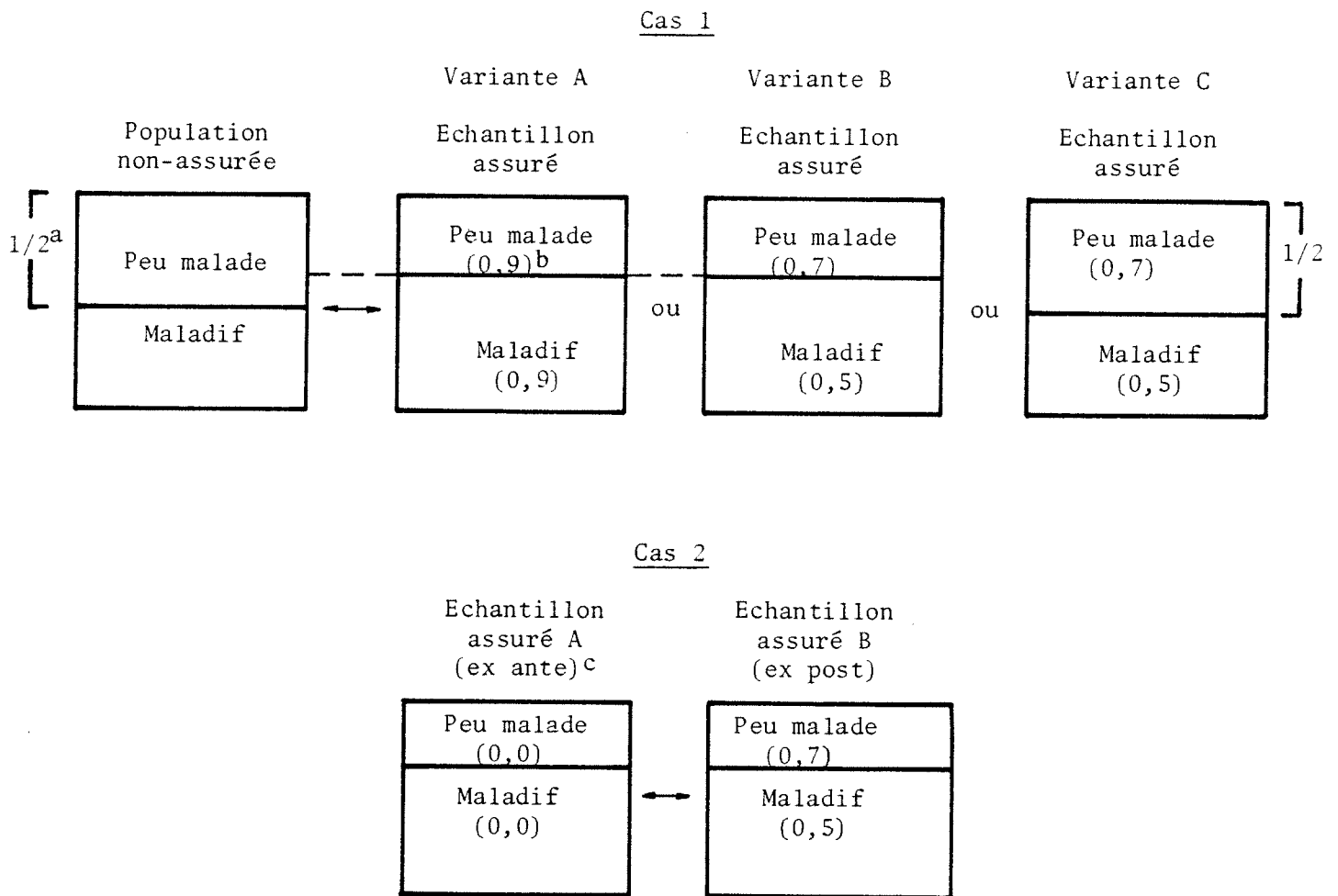
Le cas 1 évoque la correspondance plus ou moins justifiée qui s'établit entre l'utilisation des services médicaux faite par la population non-couverte et celle des différents échantillons². Pour chaque

¹Ce biais ne s'applique possiblement pas à tous les types de services médicaux. Par contre, certains genres d'interventions chirurgicales découlant normalement d'une détérioration générale de la santé sont probablement concernés par ce biais.

²Précisons que les échantillons des deux cas en présence sont formés initialement de manière aléatoire mais que le libre choix d'adhérer aux régimes offerts est un droit des personnes sélectionnées.

Tableau 11

Tableau schématique des cadres expérimentaux visant la mesure des effets de l'assurance médicale



^a Les surfaces rectangulaires représentent les proportions de chacun des groupes (peu malade-maladif) par rapport au total des effectifs.

^b Taux de coassurance pour les sujets de ce groupe.

^c Avant la modification de la couverture d'assurance.

variante, il apparaît clairement que l'estimation de l'effet de l'assurance sur ce type de consommation peut être biaisée par le peu de représentativité des échantillons en présence, la variante B étant de ce point de vue la plus inadéquate. En effet, dans cet échantillon, les gens malades sont trop nombreux en proportion de leur groupe respectif dans la population de référence; ils bénéficient par ailleurs d'une meilleure couverture d'assurance que ceux qui sont peu malades.

Cette argumentation s'appuie donc sur la faible représentativité des échantillons A et B par rapport à la population globale et sur l'inégalité inter-groupes du taux de couverture d'assurance.

Le second cas s'apparente à l'expérimentation conduite sous la responsabilité de Newhouse et al. (1981) car la comparaison du niveau d'utilisation avant et après la variation de la coassurance est effectuée à partir de deux échantillons dont leur distribution individuelle est homogène. Mais les conclusions élaborées suite à cette comparaison inter-échantillons ne constituent pas une prédiction certaine de la réaction de la population de référence (en l'occurrence celle définie au cas 1) face à cette même variation de la coassurance, la réponse à cette dernière modification concernant l'utilisation des services médicaux.

La méthodologie préconisée par Enterline et al. (1973b) est pour sa part plus appropriée pour mesurer l'effet de l'assurance. L'application de celle-ci a été permise en vertu du fait que toute la population de référence fut touchée par la même modification de couverture. En effet,

lors de cette intervention étatique à caractère universel, l'adhésion était obligatoire, et de ce fait les échantillons A et B étaient conformes à la distribution de la population de référence étant donné l'état de santé individuel. Dans ce contexte, l'aspect aléatoire des échantillons n'est pas compromis par l'endogénéité du choix d'assurance et l'adhésion volontaire. La forme de risque moral dont nous avons traité constitue cependant un facteur qui demeure présent.

CHAPITRE III

La consommation inutile sous l'assurance

Nous avons vu que le ticket modérateur, à l'instar de l'augmentation proprement dite de la coassurance et de l'introduction d'un déductible dans le régime d'assurance d'un individu, vise à accroître la charge financière assumée par l'assuré consommant, par exemple, des services médicaux. Ce partage des coûts peut découler d'une volonté de l'assureur de combattre la tendance qu'aurait l'individu à modifier son comportement de consommation, une fois qu'il dispose d'une couverture d'assurance. L'assureur, par ce moyen, voudrait donc amenuiser l'envergure de cette forme de risque moral.

Cependant, il est primordial de souligner une autre motivation : l'assureur peut entretenir le désir de réduire la consommation inutile que réalisent ou réaliseraient les assurés. Mais pour poursuivre cet objectif avec efficacité, l'assureur doit préalablement définir ce qu'il considère comme un service inutile.

Il s'agit d'un point fondamental autour duquel tourne le débat soulevant la possible existence de consommation abusive sur les marchés des services médicaux touchés par l'assurance. Certains intervenants s'entendent pour affirmer qu'il faut tenter d'éliminer ce genre d'utilisation mais aucun d'entre eux ne propose de définition explicite.

Or comme l'indiquent certains chercheurs et autres individus ou organismes intéressés par cette discussion¹, il faut établir sur quelle(s) base(s) (économique et/ou médicale) sera distinguée la consommation abusive.

Etant donné l'intérêt actuel de ce sujet, nous consacrons le présent chapitre à l'analyse de cette problématique, de manière à faire ressortir des définitions pouvant servir de prémisses à la poursuite de l'objectif visant la réduction ou l'élimination de l'utilisation abusive.

3.1. Vers une définition de la consommation inutile

En termes médicaux, la définition d'un service inutile est indépendante du régime d'assurance que détient l'individu. Ainsi pour les experts médicaux, la problématique subsiste pour chaque niveau de coassurance. Ce qui inclut, notamment, le cas où l'assureur décide de payer tout ce qui est médicalement requis.

Ce point particulier ne sera toutefois pas traité en profondeur car nous sommes plutôt préoccupés par la formulation d'une définition économique de la consommation inutile.

¹Notamment : Beck (1974), Conseil national du bien-être social du Canada (1982), Desrosiers (1981), Dionne (1979), Enterline et al. (1973a), Fédération des C.L.S.C. du Québec (1981), Pauly (1979), Scitovsky et Snyder (1972) de même que Smith et Garner (1974).

3.1.1. Le patient et le médecin

Dans une perspective économique, il nous faut tenir compte de l'inutilité et du bien-être du consommateur; auquel cas, l'avis d'un expert médical au sujet de la pertinence d'un traitement particulier susciterait peu d'intérêt d'ordre économique, s'il ignorait les préférences du patient. A moins que l'avis médical ne provienne d'un individu ayant la même fonction d'utilité que celle de l'assuré dont l'assureur veut déterminer la consommation abusive.

A cet égard, Pauly (1979) dans son approche visant à définir la consommation inutile, laquelle sera présentée, postule que le patient est parfaitement informé, donc que ce dernier dispose du même savoir que le médecin. Ainsi, le patient peut juger avec justesse la qualité des services médicaux.

Une hypothèse équivalente, d'une part, veut que le médecin ait une connaissance complète des préférences et du revenu et de son patient et qu'il respecte les préférences de son client. Ceci n'implique pas, que dans cette démarche, le médecin n'a pas une fonction de production aléatoire. Nous présumons, par ailleurs, que le patient connaît la distribution des prix dans les marchés des services médicaux.

Au chapitre suivant, nous lèverons le postulat de neutralité médicale et scruterons ce qu'il advient lorsque le médecin ne joue pas un tel rôle intermédiaire, et qu'il ignore totalement ou partiellement les préférences de ses patients.

3.1.2. Le comportement du patient sous l'assurance

D'autre part, du point de vue microéconomique, la couverture d'assurance d'un consommateur A constitue une entente contractuelle qui abaisse le prix du bien de consommation concerné. Et nous avons pu constater, dans notre étude du risque moral, que cette baisse de prix, laquelle pourrait être perçue par cet assuré comme une subvention à la consommation qu'on lui accorde, provoque une hausse de son utilisation des services médicaux¹.

Alors, dans quelle proportion cette variation dans le niveau d'utilisation doit-elle se traduire par de la consommation inutile?

Avant de tenter d'apporter une réponse à cette question, il nous semble indispensable d'expliquer davantage le comportement de l'assuré A lorsqu'il prend ses décisions de consommation.

Cet individu A, sur les marchés des services médicaux de même que sur les autres genres de marché, consomme des unités supplémentaires de ce type particulier de service (H) jusqu'à ce que le taux marginal de substitution entre H et X (le seul autre bien ou service) soit égal au rapport des prix de ces biens et services.

Or, à chaque niveau de coassurance correspond le prix du service qui est introduit dans la contrainte budgétaire. Plus particulièrement,

¹Ce résultat est théorique et empirique. Les mesures empiriques de l'élasticité-prix des services médicaux ne sont pas nulles (2.7).

sous un régime de pleine assurance, au point d'utilisation, le prix à déboursier est nul et l'assuré qui est (ou s'estime) malade consomme un niveau de X et de H tel que le rapport des utilités marginales retirées de l'usage de ces biens ou services est égal à zéro. En effet, à des prix de X et de H ainsi qu'à un revenu donné, le prix des services médicaux étant nul, A est à l'équilibre si le rapport des prix de X et de H et celui des utilités marginales de ces deux biens ou services sont égaux à zéro de façon simultanée.

Il confronte donc les bénéfices marginaux monétaires (ou d'utilité) qu'il escompte retirer de cette consommation additionnelle au montant de la dépense qu'il doit déboursier pour celle-ci (ou à la perte d'utilité résultant du fait qu'il ne dispose plus de cette somme pour acheter des unités d'un bien ou service (X) qui n'est pas de nature médicale).

Cette approche visant à comparer les bénéfices espérés d'une certaine consommation au coût d'opportunité de la réaliser, nous la devons à Pauly (1979), et elle représente la pierre angulaire de la détermination économique de l'abus. Elle constitue, par ailleurs, la première tentative quant à la définition de la consommation inutile d'un angle microéconomique.

Soulignons, d'autre part, que ce processus de consommation repose sur la maximisation de

$$(3.1) \quad U_a(X, H)$$

étant donné que $P_x X + P_h H = Y_a$,

où X et H sont des quantités de consommation telles que définies plus haut, P_x , le prix du bien ou service X , et P_h , le prix net du service H .

Pour le moment, la fonction d'utilité de A ne se modifie pas avec les états de la nature, c'est-à-dire avec les divers états de santé possibles : elle est indépendante des états de la nature.

Ex ante, le problème du choix de la quantité optimale d'assurance se pose comme suit : soit

$$(3.2) \quad (1 - p) (Y_a) + p(Y_a - P_1 H) = Y_a - pP_1 H ,$$

l'espérance de perte du consommateur, où $P_1 = P_h$ et $P_1 H = t$.

A partir de cette perspective aléatoire, l'individu A ne s'assurera que si face à une prime P , telle que $P = pP_1 H$, il vérifie que

$$(3.3) \quad (1 - p) U_a(Y_a) + pU_a(Y_a - P_1 H) < U_a(Y_a - pP_1 H)$$

Dans un second temps, il résout :

$$(3.4) \quad \max_q (1 - p) U_a(Y_a - pq) + pU_a(Y_a - pq - P_1 H + q)$$

Ce qui donne $q^* = P_1 H$. Implicitement, nous avons $P_h = \alpha P_1$, d'où $\alpha^* = 0$, α étant la fraction de la dépense payée par l'assuré A .

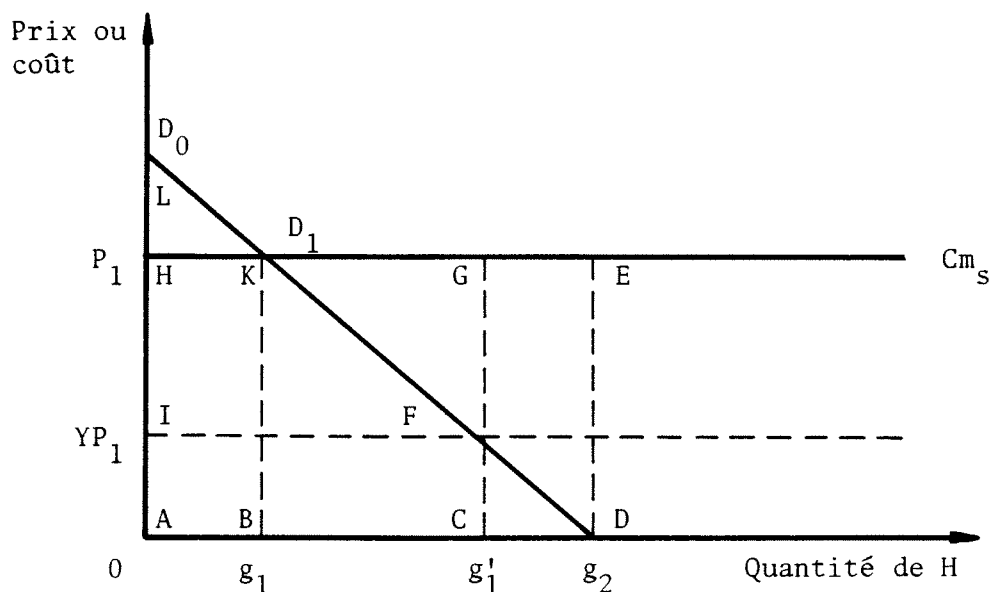
Il est sous-entendu que chaque montant de revenu restant, suite aux diverses dépenses possibles dans chaque état de la nature, sera consacré à l'achat d'unités de X . A titre d'exemple (cf. 3.4) : $Y_a - pq = P_x X$.

Nous supposons de plus que le traitement pour éliminer la maladie dure toute une période, le processus aléatoire s'enclenchant à nouveau à la fin de ladite période.

La maladie, étant donné (3.1), ne cause pas de désutilités indirectes. En ce sens, la perte quant au stock de santé est égale à une perte matérielle uniquement, d'où l'utilisation d'une fonction d'utilité indépendante du niveau de santé.

La maximisation de l'utilité est un comportement rationnel mais il apparaît clairement, sous l'asymétrie d'information, que le consommateur n'évalue pas adéquatement les coûts d'un angle social puisque son prix de référence (celui qu'il paie, αP_1), est inférieur au coût de production des unités de service qu'il consomme (P_1).

Dans le graphique suivant, nous associons à cet égard entre le coût marginal social de production (Cm_s) et le coût marginal privé de consommation (Cm_p), un bénéfice additionnel pour le consommateur et une perte sociale.



Graphique 10

Dans la figure ci-dessus, les courbes D_i ont les mêmes définitions qu'auparavant. Ici, le prix P_1 correspond au Cm_s , au Cm_p et au prix (P_h) payé par le consommateur au point d'utilisation lorsqu'il n'y a pas d'assurance couvrant les dépenses liées à l'utilisation de H. De façon générale, nous aurons : $0 \leq Cm_p \leq Cm_s$ et $0 \leq P_h \leq P_1$, tel que $P_h = \alpha P_1$.

Suite à la signature d'un contrat contingent d'assurance, sous une information complète, le consommateur utilise g_1 . Sans assurance, il ne pourrait consommer aucune unité quelque soit son état de santé (D_0). Dans le graphique 10, la courbe de demande D_0 se confond avec l'ordonnée.

La consommation qui découle de l'assurance soit g_1 implique un bénéfice pour le consommateur illustré par la surface formée des points ABKL.

Si, par contre, l'assuré peut se prévaloir, en situation d'asymétrie d'information, d'une carte blanche pour un taux de coassurance Y , au bénéfice supplémentaire ABKL s'ajoute le trapèze BCFK. Cependant, avec un taux de coassurance Y , il ne paie que ACFI, d'où la perte sociale FGK.

Ainsi, dans le cas extrême de la pleine couverture avec carte blanche, le Cm_p est nul, de sorte que pour chaque unité de H, l'écart entre le Cm_p (égal à P_h) et le Cm_s est maximal. Et cet écart est relié à une perte qu'encoure la société (DEK).

L'impossibilité pour l'assureur d'observer à des coûts suffisamment bas l'état de santé des assurés, justifie la présence de cette perte

sociale. Ce qui n'exclut pas, d'autre part, que le prix auquel se réfère le consommateur, soit inapproprié en raison d'un manque d'information. Dans cette perspective, il conviendra pour l'assureur de renseigner ses clients à ce sujet¹. Le bénéfice marginal privé (ou prix marginal que le consommateur est prêt à consentir au fournisseur) pourrait dès lors être comparé au véritable coût marginal, soit le Cm_s ².

3.2. Une mesure de la consommation inutile

Puisque, par hypothèse, le consommateur assuré est parfaitement informé du Cm_s de chaque unité de H, il peut évaluer adéquatement l'écart entre les bénéfices marginaux privés (Bm_p) et le Cm_s pour chaque niveau de consommation de H³.

Néanmoins, il n'est pas du tout certain que l'assuré accepte volontairement de ne plus utiliser le prix exigé au point d'utilisation (P_h) comme variable de décision. Même s'il sait que le P_h n'est pas égal au Cm_s lorsqu'il a carte blanche. Compte tenu du processus de décision de

¹Il faut garder à l'esprit ici que notre hypothèse de travail à l'effet que l'assuré est un agent parfaitement informé exclut cette possibilité. Ce point n'est donc pas compris dans notre cadre théorique.

²La récente décision de la R.A.M.Q. de faire parvenir à des bénéficiaires sélectionnés aléatoirement parmi l'ensemble de la population, la facturation des coûts afférents à leur propre utilisation (ou celle de leur(s) dépendant(s)) des services médicaux, s'inscrit dans cette optique de faire connaître aux assurés les coûts que génère leur consommation individuelle (La Presse, 26 janvier 1983).

³Les bénéfices marginaux sont à caractère privé de façon unique car nous supposons pour le moment que les externalités de consommation sont inexistantes. Nous les considérons dans la section 3.2.5.

consommation sous l'assurance que nous venons de mettre en évidence, nous sommes en voie de nous attendre à ce que l'assuré continue de se référer au prix P_h quand $P_h < Cm_s$. Ce qui serait rationnel sur une base individuelle. En fait, seule une conscientisation sociale accrue, basée sur la prise en compte de la perte sociale précédemment mise en relief, pourrait amener l'individu à consommer selon un prix supérieur au Cm_p , si celui-ci a carte blanche.

Aussi, comme le mentionne Pauly (1979), même si d'un point de vue individuel ce comportement (utilisation du P_h comme prix de décision) est fondamentalement rationnel, la collectivité, quant à elle, désire résorber cette attitude. Car elle sait qu'elle doit subventionner en totalité la consommation impayée individuellement.

Cette approche indique qu'un service inutile pourrait être celui qui est consommé lorsque le Bm_p est inférieur au Cm_s . Ce qui amène Pauly (1979) à proposer qu'une consommation inutile serait celle qui est effectuée quand le Cm_p est en-deçà du Cm_s ¹.

3.2.1. L'abus et les contrats d'assurance

Aussi, c'est à ce stade de l'analyse qu'intervient le rôle de l'asymétrie d'information dans la relation assureur-assuré. L'assureur

¹Pauly (1968, 1979) n'aborde pas la possibilité que l'assuré surestime le degré de maladie qui l'importune lorsque son régime d'assurance est contingent. Ce sera le cas où les Bm_p sont surévalués volontairement. Pour M_0 , il peut déclarer que $Bm_p(g_1) = Cm_s$ alors que $Bm_p(g_1) = 0$ (graphique 10). Nous analyserons cette perspective et le phénomène de la hausse de la consommation sous carte blanche séparément, afin de simplifier le développement de notre démarche.

doit inciter ses clients à ajuster leur consommation selon le prix prévalant avant l'assurance. Or pour être convaincu d'estimer parfaitement la consommation nécessaire (ou abusive), celui-ci doit connaître les B_{m_p} de chaque individu, pour chaque unité de consommation, lesquels sont déterminés par les courbes de demande individuelles.

La problématique est ainsi présente pour chaque niveau de santé (M_0 et M_1). En d'autres mots, l'assureur doit savoir, ex ante, quelle quantité d'unités de H le consommateur souhaite consommer lorsqu'il est atteint de M_0 ou de M_1 .

Donc, si l'assureur peut associer le niveau g_1 au prix P_1 alors toute consommation additionnelle sera perçue par celui-ci comme de l'abus.

Pour empêcher l'assuré d'utiliser plus de g_1 quand M_1 est contractée, l'assureur devra appliquer un régime contingent. Mais la présence d'une asymétrie d'information peut impliquer pour l'assureur et la société un remboursement non optimal. En effet, en mentant à propos de son état de santé, l'assuré pourrait, par exemple, consommer un niveau quelconque positif alors qu'il n'est pas malade (M_0).

Toutefois, de cette manière, c'est-à-dire à l'aide d'un régime contingent, l'assureur sait que chaque unité, ex ante, est évaluée au C_{m_s} . Ce qui écarte la possibilité que l'individu mente au sujet de la véritable valeur du P_h introduite dans sa contrainte budgétaire lors de la signature du contrat.

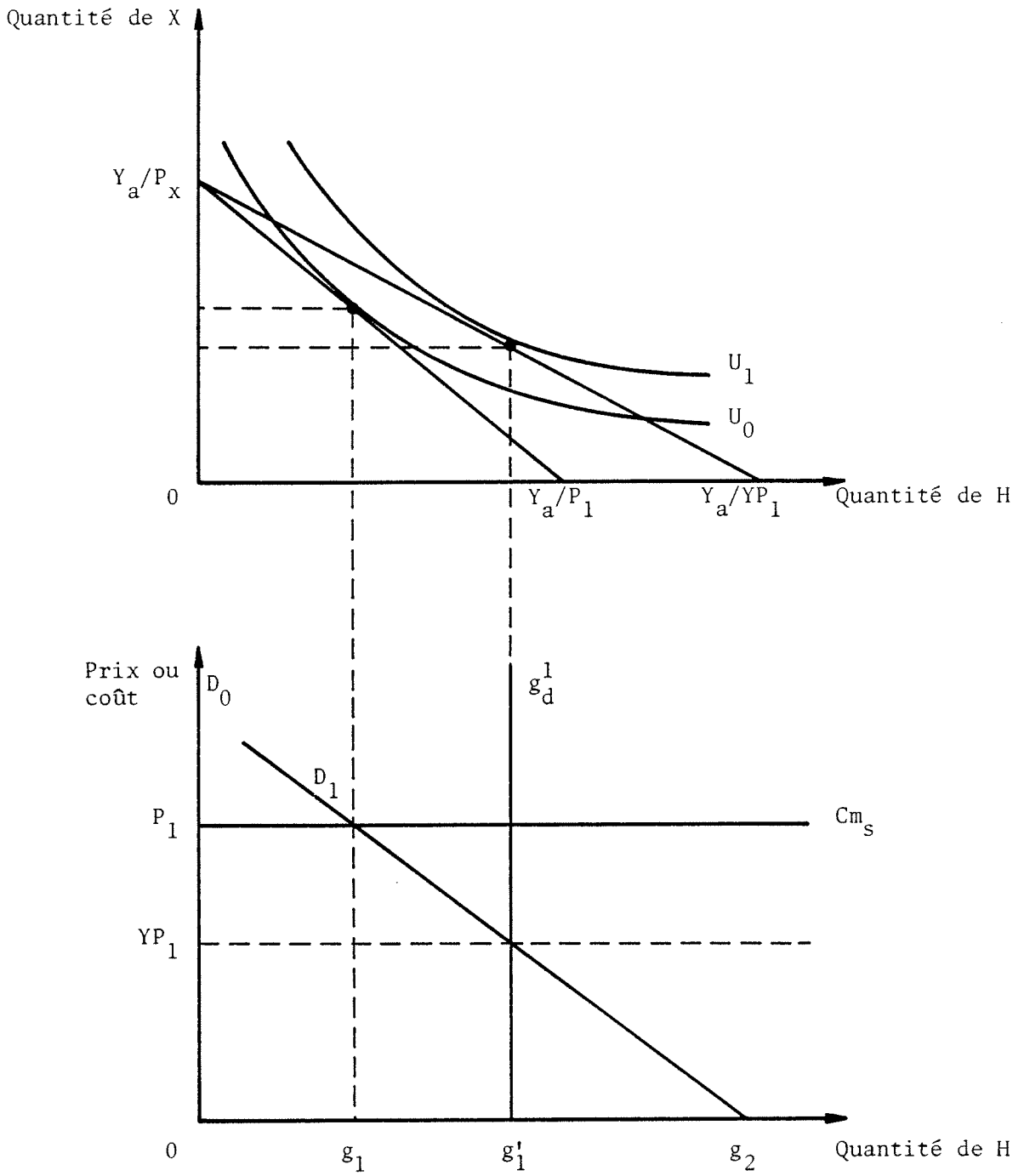
En somme, l'information complète n'est pas un prérequis indispensable à l'application d'un tel régime : l'assureur est en mesure, même en situation d'asymétrie d'information, d'offrir à ses assurés de déterminer quelle quantité il compte consommer au prix P_1 , s'il est atteint de M_1 . Il peut alors calculer la dépense remboursable pour chaque assuré.

Il situe un point sur chaque courbe de demande et à partir de ces derniers élabore un régime contingent. Par contre, il demeure qu'il incombe à l'assureur de désigner avec exactitude l'état de santé des assurés, s'il désire gérer ce régime de façon optimale. Ce qui ne peut se faire à faibles coûts.

Or, pour l'assuré, le niveau de consommation (g_1) tel que $Bm_p(g_1)$ égale le Cm_s ne maximise pas et réduit l'utilité de ce dernier par rapport à celle atteinte dans d'autres contextes¹. L'assuré malade doit consommer g_1 , tandis que, par hypothèse, il aurait utilisé g'_1 s'il eût disposé d'une carte blanche de niveau Y . Le graphique 11 montre les liens qui s'établissent entre la variation de prix due à l'assurance, les préférences du consommateur et la consommation suivant M_1 .

Nous pouvons aussi distinguer, pour l'assuré, une consommation utile au premier degré, celle qui est définie par l'égalité entre le Bm_p et le Cm_p ou Cm_s (suivant les modalités du contrat d'assurance : remboursements contingents ou carte blanche), et une consommation utile au second degré, celle représentée par le niveau atteint quand l'assuré fait face à un P_h qui égale zéro (cas particulier où $Cm_p = 0$).

¹ $Cm_s(g)$ est constant pour tout g . Donc, dans le texte, $Cm_s(g) = Cm_s$.



Graphique 11

D'autre part, si l'assureur accepte de payer tout ce qui est médicalement requis alors l'usage abusif, selon lui, correspondrait désormais à un niveau supérieur au niveau prescrit. Le consommateur ne voudra cependant pas utiliser nécessairement ce qui est médicalement prescrit. Il est possible qu'il ne veuille pas payer une prime reliée à ce niveau. Pour ce, nous devons postuler qu'il est possible, par voie de consensus, de désigner un niveau de consommation optimale du point de vue médical pour chaque maladie. Puisque nous considérons que l'assuré est parfaitement informé quand il consomme sur les marchés des services médicaux, cela implique que ce niveau particulier est porté à sa connaissance.

Nous soulevons donc la possibilité qu'un assureur demande au secteur médical de définir un service nécessaire sans égard à l'utilité de l'assuré, et nous avançons qu'il existe, pour une maladie donnée, un niveau de consommation (un traitement particulier requérant une séquence donnée d'unités de service H) que des spécialistes médicaux considèrent comme fortement recommandé.

Ce niveau est celui qui peut ramener l'individu à l'état M_0 , soit lorsqu'il y avait absence de maladie¹. Pour la maladie M_i , notons ce niveau g_d^i . Au-delà de g_d^i , les experts en question estiment que toute consommation supplémentaire a une influence (positive ou négative) négligeable pour l'état de santé, et ce jusqu'à un certain niveau critique g_{dc}^i où chaque unité additionnelle détériore la santé si elle est utilisée.

¹Dans la réalité médicale, le traitement prescrit n'est pas toujours optimal et ne procure pas forcément une guérison complète.

Cependant, quelque soit la qualité de l'information détenue par l'assureur, un régime contingent couvrant la dépense $g_d^1 P_1$ peut ne trouver aucun preneur s'il est offert contre une prime actuarielle. En ce qui concerne l'individu A, celui-ci pourrait refuser de signer un contrat d'assurance écrit selon ces conditions : pleine assurance contingente ($q = t = P_1 g_d^1$) contre une prime actuarielle. Pour simplifier l'écriture des expressions ci-bas, nous posons qu'il n'existe que M_0 et M_1 .

Sachant, par hypothèse, que $g_d^1 > g_1$ et $U''_a(Y_a) < 0$, nous constaterons que

$$(3.5) \quad (1 - p) U_a(Y_a - pq) + pU_a(Y_a - pq - P_1 g_d^1 + q)$$

où $q = P_1 g_d^1$, est inférieure à

$$(3.6) \quad (1 - p) U_a(Y_a - pq) + pU_a(Y_a - pq - P_1 g_1 + q)$$

pour $q = P_1 g_1$.

De plus, si d'une part, l'assureur n'est disposé à assurer A qu'à ces conditions et si, d'autre part, $P = p P_1 g_d^1$ implique que

$$(3.7) \quad U_a(Y_a - P) < (1 - p) U_a(Y_a) + pU_a(Y_a - g_d^1),$$

alors A ne s'assure pas.

Ce refus de s'assurer pour une prime de ce montant peut tenir au fait que l'expertise médicale ne réussit pas à convaincre l'assuré de consommer les $(g_d^1 - g_1)$ dernières unités, soit la dépense manquante pour compléter le traitement optimal permettant de retourner à M_0 .

L'estimation strictement médicale (g_d^i) est commandée par l'assureur et ne remet aucunement en question le rôle neutre du médecin dans notre analyse de l'abus.

Finalement, il ressort de cette courte mise en situation où la fonction d'espérance d'utilité de l'individu A est indépendante des états de la nature (de santé) et où A est complètement informé, que l'abus économique n'est pas justifié sous l'angle individuel. Il consomme suivant sa contrainte budgétaire et sa couverture d'assurance en ignorant le Cm_s de produire les services H, si son taux de coassurance est inférieur à l'unité.

Pour l'assureur et la société, par contre, l'utilisation de H quand les Bm_p sont inférieurs au Cm_s constitue de l'abus économique.

3.2.2. Résumé des définitions

Définition 1 :

Dans un contexte de parfaite information, l'assureur peut imposer à ses assurés de consommer ex post ce qu'il déclarait vouloir utiliser ex ante, et ce avec efficacité. De manière certaine, le Cm_s égale le Cm_p , ce qui ne serait pas le cas si l'assuré avait eu carte blanche dans une situation d'asymétrie d'information. Donc, sous l'information complète, il n'y a pas de consommation inutile. En situation d'asymétrie d'information, sous un régime contingent, l'assuré peut mentir au sujet de son niveau de santé, et conséquemment à propos du Bm_p qu'il dit retirer de certaines

unités de H. Celles-ci sont considérées par l'assureur comme de l'abus. Si l'individu a carte blanche en matière de consommation, l'abus pour l'assureur est désigné par la vérification de l'inégalité suivante :

$$Bm_p(g) - Cm_s < 0 \quad \text{où} \quad Cm_s = Cm_p .$$

Dans une situation où prévaut une asymétrie d'information, l'abus économique survient parce que l'assureur ne peut observer l'état de santé des assurés à ces coûts suffisamment bas.

Définition 2 :

Pour l'assuré, un service inutile correspond à un service qui lui procure moins d'utilité que ce qu'il lui en coûte en termes d'utilité. Cette comparaison est établie à partir de l'inégalité rapportée ci-haut, dans laquelle cependant le $Cm_p \leq Cm_s$. L'abus économique est donc défini par l'assureur via les modalités du contrat d'assurance et les problèmes d'information. A la limite, l'assuré consomme jusqu'à ce que le Bm_p soit égal à zéro, si l'effet conjugué de ces facteurs le lui permet, et ce même s'il sait que son Cm_p est plus faible que le Cm_s ou qu'il ment sciemment au sujet de certains Bm_p (niveau de santé), et qu'à sa connaissance, son comportement génère une perte monétaire devant être supportée collectivement.

Définition 3 :

Concernant les experts médicaux, dont l'avis strictement technique et scientifique (influence étroite de H sur l'état de santé) a été requis par l'assureur, ils peuvent, étant donné leur niveau de connaissances, définir un g_d^i tel que

$$Bm_p^d(g_d^i) = 0$$

où Bm_p^d est le bénéfice marginal évalué par ces médecins sans égard aux préférences des patients assurés. A partir de cette estimation, l'assureur peut accepter d'offrir un régime d'assurance qui remboursera g_d^i .

3.2.3. Le risque moral et l'abus

Dans les faits, l'abus de la consommation ne survient que si l'individu peut mentir quant à son niveau de santé. Si l'assureur lui donne carte blanche, en raison d'une asymétrie d'information, il pourra consommer selon le Cm_p même si $Cm_p < Cm_s$. Un régime contingent d'assurance ne peut non plus contrer la consommation inutile telle que nous l'avons définie, s'il y a un problème d'acquisition d'information au niveau de la santé des assurés.

Par exemple, pour M_1 , l'assuré utilise jusqu'à g_1' ou g_d^1 avec une carte blanche et un taux de coassurance égale à Y. Avec un régime contingent bien rédigé et appliqué avec une information complète, il n'atteint que g_1 . Par rapport au Cm_s , la définition 2 propose que $(g_1' - g_1)$ est de la consommation inutile (graphique 11).

Or, pour que cet abus de consommation soit effectivement désigné, le contrat d'assurance doit être écrit d'une façon telle que l'égalité entre le Cm_p et le Cm_s serait imposée.

Mais si l'assureur applique un régime contingent à remboursements limités où le Cm_p égale le Cm_s , l'assuré pourra surestimer volontairement les Bm_p afin d'utiliser plus que g_1 . L'asymétrie d'information concernant l'état de santé permettra de fausser l'écart entre le Bm_p et le Cm_s , et il y aura usage abusif de H.

Toute consommation supplémentaire, c'est-à-dire supérieure au niveau atteint sous une parfaite information, n'a donc lieu qu'en vertu d'un problème d'information au sujet de l'état de santé des assurés.

Or, si l'assuré peut dépenser le montant qu'il désire pour chaque maladie ou tromper l'assureur sur son niveau de santé, cet accroissement de consommation relativement à celle observée dans un contexte de parfaite information, fera que le risque moral correspondra dans la même proportion à la composante de la consommation abusive déterminée par le critère $Bm_p(g) - Cm_s$.

En d'autres termes, étant donné notre approche du risque moral et de l'abus, toute consommation marginale, rendant ce critère négatif, est définie indifféremment suivant ces deux phénomènes puisque dans notre cadre théorique, ce sont deux concepts substitués.

En résumé, le risque moral et la consommation inutile coïncident parfaitement, pour g'_1 par exemple, si la condition 1 est respectée, la seconde étant subséquent de la première¹ :

Condition 1 : D'une part, il y a asymétrie d'information sur le marché de l'assurance médicale, et d'autre part, l'assuré a carte blanche (Pauly 1968) ou celui-ci peut surestimer volontairement la gravité de la maladie qui l'affecte;

Condition 2 : Par ailleurs, $Bm_p(g'_1) < Cm_s$ (Pauly 1979).

3.2.4. Introduction de l'état de santé dans la fonction d'utilité : utilisation d'une fonction d'utilité dépendante des états de la nature²

Pour ce faire, nous posons maintenant que $HS^i(H)$ où HS^i est l'état de santé de A, et que $\partial HS^i / \partial H$ est parfaitement connue du patient³. Pour HS^0 , nous avons le cas particulier où $\partial HS^0 / \partial H$ n'est jamais positive.

Le problème de maximisation (3.1) devient donc le suivant :

$$(3.8) \quad U_a(X, H, HS^i(H))$$

sous la contrainte que $P_x H + P_h H = Y_a$.

¹La condition 2 n'implique cependant pas nécessairement la précédente. Une subvention à la consommation peut être consentie à des individus dont le revenu est faible indépendamment des problèmes d'information sur le marché de l'assurance médicale. Toutefois, si après le versement de la subvention, l'individu consomme plus que ce qu'il lui est accordé en raison d'une asymétrie d'information, les conditions 1 et 2 sont équivalentes.

²L'argumentation des fonctions d'utilité présentée dans cette section, celle tenant de l'état de santé (3.8 et 3.9), est tirée de Evans et Wolfson (1980).

³Les notations HS^i et M_i sont équivalentes. Donc, $HS^0 > HS^1$.

Ici $\partial U_a/\partial H$ et $\partial U_a/\partial HS^1$ sont indépendantes du savoir médical, celui qui est purement technique. Par contre, $\partial HS^1/\partial H$ relève des connaissances du secteur médical à un point dans le temps, lesquelles sont complètement perçues par le patient.

Nous posons maintenant qu'il y a une infinité de degrés de maladie entre les bornes HS^0 et HS^1 pour que la fonction $HS^1(H)$ soit continue pour un certain domaine de H , mais que l'assurance ne couvre que les dépenses médicales résultant du passage de HS^0 à HS^1 .

Par rapport à $U_a(X, HS^1(H), H)$, c'est-à-dire lorsque A est malade, l'impact marginal total de H sur l'utilité de A sera donné par :

$$(3.9) \quad \frac{dU_a}{dH} = \frac{\partial U_a}{\partial H} + \frac{\partial U_a}{\partial HS^1} \cdot \frac{\partial HS^1}{\partial H}$$

où $\partial U_a/\partial H < 0$, $\forall H$, et $\partial U_a/\partial HS^1 > 0$ pour un intervalle quelconque. $\partial HS^1/\partial H$ incarne une relation spécifiquement technique et $HS^1(g_d^1) = HS^0$.

Bien que A connaisse le niveau g_d^1 , à l'optimum ce dernier n'utiliserait pas nécessairement ce niveau car dU_a/dh (3.9) pourrait être négative sur un intervalle compris dans $[0, g_d^1]$. Par exemple, la désutilité de consommation ($\partial U_a/\partial H$) pourrait être supérieure, en valeur absolue, à l'utilité indirecte et positive tirée de la consommation de H ($\partial U_a/\partial HS^1 \cdot \partial HS^1/\partial H$), à partir d'un niveau g inférieur à g_d^1 .

Effectivement, un traitement optimal sous l'angle techniquement médical peut comporter une désutilité à consommer les dernières unités qu'il requiert, par exemple.

Si l'on se réfère au graphique 11, au regard donc de la satisfaction individuelle, cet assuré consomme à la limite g_2 . L'apport marginal des $(g_2 - g_d^1)$ dernières unités résultant de l'utilité marginale indirecte $(\partial U_a / \partial HS^i \cdot \partial HS^i / \partial H)$ est faible par rapport aux premières unités consommées, mais il surpasse la désutilité marginale indirecte $(\partial U_a / \partial H)$ émanant de l'utilisation de ces mêmes unités. dU_a / dH est donc positive pour l'intervalle $[g_d^1, g_2]$. L'allure de la courbe de demande de l'individu A qui est présentée dans ce graphique justifie cette analyse. Notons, pour compléter cette analyse, que $g_d^1 < g_2 < g_{dc}^1$. g_{dc}^1 étant la frontière de consommation à partir de laquelle toute consommation supplémentaire a un effet négatif sur la santé, compte tenu du traitement particulier que requiert HS^1 . Ce raisonnement est correct si par hypothèse $\partial U_a / \partial HS^i$ est négative pour $g_2 > g_{dc}^1$.

Ainsi, sous certaines conditions, A peut juger g_d^1 trop élevé. Il pourrait d'autre part refuser de payer une prime actuarielle telle que $P = p P_1 g_d^1$.

Afin de mettre en relief ce dernier point, nous formulons le choix d'assurance de la façon suivante :

$$(3.10) \quad (1 - p) U_a(Y_a) + p V_a(Y_a - P_1 H)$$

$$\text{où } U_a(Y_a) = U_a^{HS^0}(X, H) \quad \text{et} \quad V_a(Y_a - P_1 H) = U_a^{HS^1}(X, H).$$

¹Un patient parfaitement informé, en tant que consommateur de services médicaux, n'atteindra vraisemblablement pas le niveau g_{dc}^1 .

Nous posons d'autre part que l'utilité marginale du revenu dans chacun des deux états de la nature n'est pas nécessairement identique, pour tout Y_a , donc que $\partial U_a / \partial Y_a \begin{matrix} < \\ = \\ > \end{matrix} \partial V_a / \partial Y_a, \forall Y_a$.

Ces conditions définissent un nouveau cadre théorique où la fonction d'utilité est dépendante des états de la nature.

Il est permis d'avancer que (3.10) peut être supérieure à

$$(3.11) \quad (1 - p) U_a(Y_a - pq) - p V_a(Y_a - pq - P_1 g_d^1 + q)$$

pour $q = P_1 g_d^1$. Aussi, Dionne (1982) démontre que $q^* < t$ si $\partial U_a / \partial Y_a > \partial V_a / \partial Y_a, \forall Y_a$, et si (3.11) est maximisée selon q . Il découle de ces deux conditions que le consommateur préfère un α plus petit que l'unité.

Mais si $\partial U_a / \partial Y_a < \partial V_a / \partial Y_a, \forall Y_a$, alors $q^* > t$, et une compensation supérieure au coût monétaire nécessaire pour effectuer le passage de HS^1 à HS^0 sera versée à A par l'assureur. $(q^* - t)$ ne sera pas obligatoirement affectée à une dépense pour des services médicaux, si un assureur accepte de rembourser un montant plus élevé que g_d^1 afin de compenser des pertes d'utilité autre que monétaires.

Donc, si l'assureur offre de payer tout ce qui est médicalement requis sur une base strictement technique, en retour du paiement ex ante d'une prime actuarielle calculée en conséquence, la consommation inutile correspondra aux unités situées au-delà de g_d^1 . Mais il n'est pas certain que A s'assurera sous ces conditions. L'utilité marginale du revenu sous chaque état de santé pour A et son aversion pour le risque éclairciront ce point.

Il va de soi que la possible absence d'utilisation des $(g_d^1 - g_1)$ unités (graphique 11) peut impliquer des coûts à être encourus non seulement par l'individu mais aussi par l'ensemble de la société.

En effet, advenant le cas où un individu est privé de services utiles sur le plan médical mais injustifiés par le critère de nullité $(Bm_p(g) - Cm_s)$, il serait possible que cela ait un impact indirect et négatif sur le reste de la société. Les maladies contagieuses entrent dans cette catégorie de risques. Dans cette optique, il nous faut considérer le contexte où il y a externalités de consommation et abandonner une de nos hypothèses de départ, celle stipulant que l'état de santé et la consommation d'un individu n'influencent pas le niveau de santé et l'utilisation des autres. Nous étudions ce phénomène dans la section 3.4.

Hormis un changement d'attitude de A face à la décision de s'assurer, même si $\partial U_a / \partial Y_a \stackrel{<}{\cong} \partial V_a / \partial Y_a$ pour tout Y_a vue la prise en compte d'une fonction d'utilité dépendante des états de la nature, les points fondamentaux de la section précédente ne sont pas modifiés, entre autres les trois définitions mises en évidence¹.

3.2.5. Prise en compte des externalités de consommation

Pour introduire les possibilités d'externalités résultant de la consommation de H, une modification de la formulation des arguments de la fonction d'utilité (3.8) s'impose.

¹Par contre, la compensation des désutilités non monétaires ajoute un élément d'information supplémentaire qui accroît la complexité de l'identification du risque moral.

Pour ce faire, nous relierons les états de santé des individus A et B; aux fins de l'analyse, nous ne retenons que ces deux individus afin de faciliter les manipulations et les interprétations qu'elles suscitent. Seuls A et B forment la société, l'assureur étant extérieur à celle-ci.

Aussi, à l'instar de Evans et Wolfson (1980), nous posons que (3.8) sera transformée de façon à ce que nous ayons dorénavant :

$$(3.12) \quad U_a = U_a(X_a, H_a, HS_a^i(H_a, HS_b^i(H_b, HS_a^i)))$$

L'individu A se sent concerné par l'individu B via l'état de santé de ce dernier seulement, et non par son bien-être. Il ne se préoccupe d'ailleurs de H_b qu'en raison de l'interdépendance de HS_a^i et HS_b^i . Si l'état de santé de B peut être affecté par une maladie contagieuse, A revendiquera de B que celui-ci atteigne le plateau de consommation qui, ceteris paribus, maximisera U_a , soit \hat{H}_b .

A est capable d'exiger un niveau précis de consommation pour B car il possède une information technique sur le traitement médical que B devrait suivre. A la limite, A voudra subventionner directement B et/ou voudra qu'on réglemente l'utilisation liée aux maladies contagieuses pour forcer ou permettre à B de consommer le niveau de consommation H_b tel que $H_b = \hat{H}_b$ ¹.

¹Nous présumons que si M_1 est une maladie contagieuse, il est relativement aisé de fixer \hat{H} , un nombre déterminé de vaccins notamment.

Inversement, l'individu A se prémunira contre les cas de contagion dans la mesure où la consommation requise lui apporte des gains positifs d'utilité, et ce indépendamment du souhait de B à cet égard. Dans notre exemple, les individus A et B font ainsi preuve d'un type particulier d'altruisme.

Or dans un cas semblable, il est préférable que l'Etat intervienne et impose aux contribuables d'adhérer à un régime d'assurance qui garantira une couverture minimale et optimale de consommation (\hat{H}). Cette consommation, dans la perspective d'une intervention étatique, sera jugée nécessaire socialement si A gagne plus d'utilité que B n'en perd ou si les deux individus voient leur bien-être amélioré. \hat{H} ne sera pas obligatoirement égal à H_b^* .

Quant à la possibilité d'une couverture complémentaire, il incombera à l'individu de décider s'il se protège contre d'autres types de dépenses médicales.

Dès lors, l'analyse de la consommation inutile que nous venons de présenter s'appliquera. Par suite de l'entrée en vigueur d'une telle réglementation, nous nous retrouvons devant des problèmes dont nous avons beaucoup discuté jusqu'à présent, à savoir comment l'individu prend la décision de s'assurer ou non et qu'elle doit être l'abus de consommation.

D'autre part, il est plausible d'alléguer que certains individus retirent une utilité directe de la consommation et de l'état de santé des

autres. Pour une société ne comprenant que A et B, nous pourrions écrire, dans cette optique, que :

$$(3.13) \quad U_a = U_a [X_a, H_a, HS_a^i(H_a, HS_b^i(\cdot)), HS_b^i(H_b, HS_a^i(\cdot)), H_b]$$

La discussion exposée plus haut s'appliquerait à ce nouveau cas. Sauf qu'un niveau H_b supérieur à H_b^* (cf. 3.12) pourrait être fixé. La probabilité et le montant de subvention versé pour H_b est maintenant fonction de la conjugaison de deux facteurs supplémentaires introduits dans la fonction d'utilité de A (H_b et $HS_b^i(\cdot)$) ainsi que de la capacité de payer de A et de B.

Relativement à un contexte où U_a n'est fonction de H_b qu'au travers l'impact de HS_b^i sur HS_a^i , toutes choses étant égales par ailleurs, une utilité directe $\partial U_a / \partial H_b$ positive favorisera davantage l'arrivée de la réglementation.

Considérant notre notation, HS_b^1 interviendra quand B sera atteint d'une maladie contagieuse. Maladie qui est supposée unique. Et par hypothèse, HS_b^1 implique HS_a^1 . Toutefois, pour justifier l'adhésion de A ou B à une couverture d'assurance supplémentaire suite à la réglementation, d'autres niveaux de santé HS^i , pour $i = 2, \dots, n$, devraient être introduits.

Sous le régime réglementé par l'Etat, la consommation est donc fixée au niveau \hat{H} . Concrètement, l'utilisation peut revêtir un caractère préventif et avoir lieu avant la contraction de la maladie contagieuse M_1 . Autrement, c'est-à-dire ex post, nous postulons que le diagnostic de M_1 est déterminé sans erreur. Il n'y a donc pas d'abus sous ce genre de régime contingent.

L'abus sera ainsi lié à une couverture d'assurance supplémentaire si tel est le cas. Puisque l'analyse de la consommation inutile, dans notre cadre théorique, ne s'impose qu'à partir du moment où un second contrat d'assurance est signé volontairement, nous référons à la discussion précédente (3.2.4) et aux divers contextes d'information retenus, si cette condition est vérifiée.

En somme, l'approche que nous avons préconisée pour tenir compte des externalités de consommation, ne remet pas en question nos conclusions de la section précédente portant sur l'abus.

3.2.6. Résumé des définitions (cf. graphique 10)

A. Abus pour l'assureur (sans avis médical)

A.1. Parfaite information

Etablissement d'un régime contingent remboursant des niveaux de dépenses déterminés ex ante. Au-delà de g_1 , pour M_1 , l'assureur ne paie pas et $\alpha = 1$. Ici l'assureur considère comme inutile la consommation d'unités qui, ex ante, n'auraient pas été payées par l'assuré, et pour lesquelles le critère $Bm_p(g) - Cm_s$ est négatif. Il n'y a pas d'abus lorsque l'assureur détient une information complète.

A.2. Asymétrie d'information

L'assureur est d'avis que l'utilisation d'unités (g) de H telle que $Bm_p(g) - Cm_s(g) < 0$ constitue de la surconsommation. Pour être certain que chaque unité de H évaluée ex ante en termes monétaires (ou

d'utilité) est comparée au Cm_s , celui-ci doit décréter que la prime sera calculée à partir de ce prix et que les remboursements seront contingents, compte tenu des quantités associées au Cm_s et aux différents états de la nature.

Toutefois, s'il donne carte blanche à ses assurés, celui-ci peut tout de même proposer à ses assurés d'appliquer ce critère sans mettre en branle des mesures coercitives. Comme nous l'avons vu, ces deux types de couverture d'assurance peuvent générer chacun de l'abus car l'état de santé est difficilement observable pour l'assureur.

B. Abus pour l'assureur (prise en compte de l'avis médical)

B.1. Parfaite information

Sans assurance, l'individu ne consomme pas nécessairement ce qui est prescrit par des experts médicaux, en l'occurrence g_d^1 , s'il est indisposé par M_1 . Or l'assureur peut offrir de couvrir toutes dépenses recommandées par ces experts. Si l'assuré dépasse cette borne de consommation, celui-ci devra prendre à son compte et en totalité chacune des dépenses effectuées à partir de cette frontière, ces dernières rencontrant le critère d'abus de l'assureur.

B.2. Asymétrie d'information

Ici, l'assureur, étant donné l'avis des experts médicaux à l'effet que l'individu doit optimalement utiliser g_d^1 (sous l'angle strictement médical), peut considérer, comme en B.1, que tout niveau de consommation g pour M_1 comporte de l'abus pour $g > g_d^1$, soit $(g - g_d^1)$.

Si l'assureur accorde une carte blanche à ses clients, il peut inciter ces derniers à appliquer le critère $Bm_p(g_d^1) - Cm_s$, mais non de façon unilatérale. Autrement, les assurés n'auraient plus carte blanche en matière de consommation.

C. Abus pour l'assuré (sans avis médical)

C.1. Parfaite information

En situation de parfaite information, l'individu se procure une pleine assurance de manière à couvrir $g_1 P_1$ pour M_1 . De plus, cet assuré estime qu'il est inutile (dans le sens de non-optimal) de consommer davantage que g_1 , puisque pour $g > g_1$, $\alpha = 1$. De fait, il n'a pas acheté ces unités ex ante. Ce qui implique que $Bm_p(g) < Cm_s$ pour M_1 .

C.2. Asymétrie d'information

Si le régime qui le concerne consent des remboursements contingents (g_1 pour M_1), le critère en C.1. intervient. Ce qui n'empêche pas l'assuré de mentir au sujet de son niveau de santé (Bm_p). Avec une carte blanche, les unités inutiles pour l'assureur sont celles pour lesquelles $Bm_p(g) < Cm_s$ (où $Cm_p < Cm_s$). Cependant, l'assuré, grâce à l'asymétrie d'information, peut contrevenir au critère de l'assureur.

Rappel : Pour l'assuré, la consommation inutile reflétée par sa fonction d'utilité, sa contrainte budgétaire et les modalités de son contrat d'assurance (ou contexte d'information) déterminent l'abus du premier degré. Tandis que ce qui ne serait pas consommé à un

prix nul avec carte blanche représente l'abus du second degré. Si un individu peut s'assurer à ces dernières conditions (celles-ci représentant un cas particulier des conditions définissant l'abus du premier degré), il n'existera plus d'abus du premier type.

D. Abus pour l'assuré (prise en compte de l'avis médical)

D.1. Parfaite information

Si l'assureur offre une couverture contingente pour M_1 , soit g_d^1 , et que l'individu l'accepte (soit parce que $g_1 = g_d^1$ ou que c'est le seul régime, et que l'inégalité (3.3) est satisfaite pour ce niveau d'usage), alors l'abus pour ce dernier est représenté par l'utilisation des unités pour lesquelles $g > g_d^1$. S'il peut choisir un autre régime où $g_1 \neq g_d^1$, le critère en C.1. s'applique.

D.2. Asymétrie d'information

Si nous postulons que sous une couverture avec carte blanche, g est plus grand que g_d^1 , alors g sera plus ou moins supérieur à g_d^1 dépendant de l'effet incitatif que veut susciter la recommandation hypothétique de l'assureur, à propos du fait qu'il estime que toute consommation d'unités au-dessus de g_d^1 devrait être interprétée comme étant de l'abus. Cette incitation n'étant pas appuyée par une modification appropriée du partage des coûts, et une application subséquente efficace vue l'asymétrie d'information, l'assuré n'est pas contraint de consommer au niveau g_d^1 quelque

soit le régime d'assurance, quoique pour certaines maladies il peut se révéler difficile de cacher son véritable état de santé.

3.3. Applicabilité des définitions

Puisqu'il est probable que l'assuré prenne, à titre de prix de décision, le prix affecté du taux de coassurance quand il a carte blanche, il serait plus profitable pour l'assureur d'offrir des régimes à remboursements contingents s'il désire mettre en application le critère $Bm_p - Cm_s$ (Cas A.2).

D'une part, la rationalité économique porte l'individu à consommer selon le prix αCm_s s'il a carte blanche, alors que sous un régime contingent, il peut s'avérer plus ardu de consommer davantage que le niveau désigné par le contrat pour M_1 . Car il devra mentir en déclarant son niveau de santé à l'assureur. En ce sens, il existe au moins une contrainte limitant la consommation inutile, sans l'annihiler toutefois.

Nous avons vu que les experts médicaux sont en mesure de déterminer les remboursements contingents pour certaines maladies mais que le consensus médical peut être laborieux à obtenir (Cas B.2).

Néanmoins, l'assureur peut arriver à imposer unilatéralement un niveau de consommation qui émanerait d'expertises médicales rendues par un groupe restreint de médecins. Ceux-ci, sans égard au bien-être individuel, proposeraient de payer ex post des niveaux de dépenses particuliers suivant des catégories générales de maladie. Un barème de remboursements

très sophistiqué décrivant toutes les possibilités de maladie serait techniquement très dispendieux à élaborer, voire même à appliquer.

Maintenant, si nous supposons qu'un assureur impose le paiement d'un ticket modérateur à ses assurés pour chaque visite chez le médecin, cela sous-entend que l'application d'un régime contingent par rapport au nombre de visites et tenant compte du Cm_s de chaque visite, n'a pas été imposé. Dans le cas contraire, l'introduction d'un ticket modérateur ne serait pas optimale. En effet, l'assureur ne pourrait insérer dans le calcul de la prime un prix plus élevé que celui du marché.

Au Québec, tous les individus sont assurés et ont carte blanche, et le P_h est nul. Conséquemment, par l'instauration d'un ticket modérateur, l'assureur démontre qu'il est enclin à rapprocher le Cm_p du Cm_s . Aussi, la stratégie de la R.A.M.Q. consistant à renseigner un certain nombre de bénéficiaires du coût réel des différents services médicaux qu'ils ont utilisés, traduit une attitude visant la limitation de l'abus.

Si l'assureur exige le paiement d'un ticket modérateur, ceci entraîne que ce dernier a décidé que l'assuré devra désormais consommer selon la règle $Bm_p - Cm_p$ où le $Cm_p = P_h =$ ticket modérateur (Cas C.2). Cette mesure pourrait aussi être la contrepartie d'une stratégie de l'assureur ayant pour but d'amener les assurés à consommer à un niveau plus bas qui tendrait vers la consommation médicalement requise, si effectivement ce dernier niveau est supérieur à l'utilisation observée. A cet effet, le copaiement pourrait varier selon le type de maladie. Quant à savoir s'il

y a abus, il faudrait déterminer préalablement le niveau de consommation sous une information complète.

Il faut souligner qu'un copaiement, au même titre qu'une hausse de la coassurance ou l'entrée d'un déductible dans un contrat d'assurance, a pour double objectif d'amenuiser l'importance de l'abus et du risque moral, étant donné la définition respective de ces deux phénomènes. Or nous avons vu singulièrement que la dépense réalisée sous le Cm_g s'associe intégralement à du risque moral, si c'est la présence d'une certaine asymétrie d'information dans la relation assureur-assuré qui lui a donné le jour.

3.4. L'abus dans la littérature empirique

Avant la première véritable tentative théorique de Pauly (1979) de définir un service chirurgical inutile, l'abus était approximé par l'utilisation des services auxiliaires pour chaque visite médicale. Suite à l'article de Pauly (1979), aucune analyse bénéfices-coûts n'a été développée. L'auteur soulève d'ailleurs de nombreuses embûches de mesure et d'identification statistiques qui compliquent cette tâche.

Scitovsky et Snyder (1972) ont été, à notre connaissance, les premiers chercheurs à proposer l'emploi des services auxiliaires par visite médicale pour juger de la consommation excessive (overutilization).

Une hausse de l'utilisation des services auxiliaires par visite est selon eux un indicateur de la réduction de la surconsommation. Une hausse de la coassurance de 0 à 25% aurait eu cet impact : de 1966 à 1968, le taux de services auxiliaires par visite à caractère médical s'est accru de 0,69 à 0,80.

D'autre part, les auteurs entrent dans la catégorie de la consommation abusive, l'utilisation des services médicaux suscitée par les maladies de gravité mineure suivants : verrue, maux de tête et d'oreille, rhume, pharyngite aiguë, amygdalite aiguë, fièvre des foins, indigestion, constipation, dermatite (ou dermite), maux de dos, douleurs de reins, étourdissement, palpitation, toux et fatigue.

En retenant tous ces cas de maladie et en comparant le niveau de 1968 à celui de 1966, la baisse est de l'ordre de 17,5% alors qu'en excluant le nombre de cas classés mineurs de ce total, la réduction est de 16,4%. Ce qui pourrait correspondre à une chute de l'abus.

Scitovsky et Snyder (1972) sont conscients qu'il s'agit plus d'une indication que de données concluantes, et que leur proposition de mesure de l'abus ne tranche pas définitivement le débat sur l'existence et l'estimation de la consommation inutile.

Nous avons aussi souligné au chapitre II dans le résumé critique de cette étude que la baisse du nombre d'examen physiques annuels (surtout chez les non-professionnels) pouvait constituer une réduction de la prévention et de la consommation nécessaire. Il y aurait donc un impact négatif, ce dernier effet, et un autre positif, la baisse en importance des cas mineurs. Encore faut-il se rappeler que l'abus est défini arbitrairement.

Enterline et al. (1973a), de leur côté, ont tenté de cerner l'abus causé par l'avènement du régime universel de pleine assurance dans la

province du Québec. A partir de leur enquête auprès de médecins sélectionnés aléatoirement parmi ceux de la région métropolitaine de Montréal, dans laquelle les auteurs demandaient aux sujets retenus de s'exprimer sur le nombre de visites qu'ils estiment inutiles, Enterline et al. (1973a) ont pu évaluer une hausse de l'utilisation abusive.

Avant et après l'implantation de ce régime, deux questions ont été posées aux médecins retenus :

1. Parmi les patients que vous avez rencontrés entre 06:00 a.m. hier et 06:00 a.m. aujourd'hui, s'en trouvent-ils qui ont recherché l'ordonnance de services médicaux sans cause raisonnable?¹.
2. Durant cette même période, vous souvenez-vous qu'il y ait eu des patients qui auraient dû vous rencontrer plus tôt?¹.

Le nombre de visites du type mis en évidence par la question 1 a augmenté de 1,1 à 1,9% alors qu'il y a eu du point de vue de ces médecins, compte tenu de la compilation des données effectuée par les auteurs de l'étude, une baisse de 2,6 à 1,8% concernant le nombre de patients qui leur ont rendu visite tardivement.

Pour la première question, les médecins ont généralement considéré les cas triviaux et les cas d'anxiété (selon leur jugement) comme des visites inutiles.

¹Dans l'affirmative, des détails étaient obtenus.

Il ressort ainsi de cette étude, étant donné cette autre définition de l'abus, qu'il y a eu une hausse de la consommation inutile et de l'utilisation nécessaire.

Ces deux approches reposent sur une définition imposée par les auteurs ou les médecins. Ces derniers fixent un niveau duquel une définition de l'abus découle (Cas B.2). Ils attribuent une évaluation strictement médicale des Bm_p en négligeant le bien-être du consommateur assuré. Il vaudrait mieux idéalement chercher à estimer les Bm_p selon l'approche de Pauly (1979). Mais comme c'est habituellement le cas dans le développement d'une analyse bénéfices-coûts, les Bm_p sont difficilement estimables alors que le Cm_s , quant à lui, est plus facilement observable. Ce qu'admet Pauly (1979).

Le Cm_s est désigné notamment par les honoraires médicaux et hospitaliers, ainsi que par les coûts du temps et du transport. Tandis que les Bm_p sont mesurés à l'aide de variables difficiles à évaluer, telle le nombre de jours de maladie éliminés si, par exemple, une opération chirurgicale est réalisée; ce qui entraîne une baisse possible de la perte de salaire, des frais de garderie et de transport, notamment.

Ce calcul avantages-coûts ignore les coûts ou bénéfices de nature psychologique. Puisque ces facteurs sont associés au bien-être individuel et influencent les Bm_p nets qu'attache un consommateur à un traitement particulier pour une maladie donnée, cela représente une autre faille de cette estimation de la nécessité d'un traitement médical.

CHAPITRE IV

Critique des mesures empiriques de l'effet de l'assurance sur la quantité offerte de services médicaux

Une foule de facteurs vont inciter l'assuré à solliciter une demande de soins auprès d'un médecin. Son éducation (information), son niveau de revenu et son milieu sont autant de facteurs qui dictent une perception donnée et subjective de son état de santé.

S'il s'estime malade et juge que son état réclame des soins médicaux, celui-ci en interaction avec le médecin, lui-même caractérisé par une série de particularités (type de formation médicale, caractéristiques sociales, psychologiques, etc.), formulera une demande de services médicaux.

Or rappelons qu'auparavant, théoriquement, le médecin jouait un rôle neutre dans le processus de décision de consommer : les facteurs personnels de ce dernier (autres que ses connaissances médicales) ne se révélaient pas être des variables influentes sur le niveau d'utilisation des services médicaux et sur la nature du traitement prescrit. La consommation g_1 ou g'_1 (graphique 11) tenait compte aussi bien de l'état de santé du patient et de sa couverture d'assurance que de son bien-être : le médecin était un agent parfait (Feldstein 1974).

Même s'il est un agent parfait, il s'avère que le médecin peut modifier l'évaluation de l'assuré de son propre état de santé, celle établie avant le contact patient-médecin. D'autant plus qu'il est très

probable, pour certains types de services médicaux (ou certaines maladies) que le médecin soit l'individu le plus apte à rédiger l'ordonnance adéquate. Cette assertion ne signifie pas que nous ignorons le fait que la fonction de production du médecin est aléatoire. En effet, il réside un élément d'incertitude dans la formulation des diagnostics médicaux et dans la production des traitements qu'ils commandent.

Nous avons surtout jusqu'ici mis en évidence l'asymétrie d'information propre au modèle principal-agent (assureur-assuré) en omettant volontairement de traiter du médecin comme un agent producteur imparfait qui est privilégié quant à l'information professionnelle et technique que sa formation et son expérience lui confèrent.

De ce fait, il apparaît pertinent d'insérer maintenant le médecin dans un modèle assureur-assuré de manière à faire ressortir avec emphase son rôle d'intermédiaire non-neutre dans le niveau de dépense médicale atteint par l'assuré. Le risque moral inhérent au comportement médical et l'offre frauduleuse seront donc étudiés.

Mais avant d'aborder ces deux points, définissons avec force de détails les caractéristiques de quelques services médicaux qui, par définition, pourraient permettre au médecin d'affecter à la hausse le montant de la dépense à l'insu du patient.

Cette influence étant possible, il est indispensable de la cerner de façon à mieux saisir dans quelle mesure un ticket modérateur qui s'appliquerait au consommateur assuré pourrait réduire la demande et conséquemment les coûts afférents à l'utilisation.

4.1. Le comportement général du médecin

4.1.1. Caractéristiques déterminantes de quelques services médicaux : relation patient-médecin

Le titre ci-haut indique bien que nous ne considérons ni ne désignons les services médicaux dans un sens global et que nous retenons l'approche proposée par Pauly (1978). Cet auteur distingue trois types de services médicaux selon la fréquence de production médicale et d'utilisation individuelle.

Une première catégorie comprend les services souvent produits par les médecins et consommés par les patients. La seconde renferme les services fréquemment produits par les médecins mais très peu utilisés per capita. Quant à la troisième et dernière catégorie, elle est constituée de services peu prescrits et peu consommés sur une base individuelle.

Il ressort de cette approche que l'asymétrie d'information ne se rattache pas à l'ensemble de la consommation médicale sans égard au type de service : certains services correspondent, notamment, à des biens d'expérience, donc par suite de consommation répétitive, le consommateur développe une connaissance a priori et juge de la qualité des prix avec plus d'exactitude¹.

Ces services sont très peu dispendieux en termes de coût du furetage du marché. Alors même s'il y a asymétrie d'information pour ces

¹Ce n'est pas un caractère propre aux services médicaux.

services, s'offre à l'assuré et au non-assuré, la possibilité de pallier à ce désavantage informationnel en prospectant le marché tant sur les prix que sur les quantités offertes, compte tenu d'un premier diagnostic¹.

Ainsi, dans la mesure où le service médical est un bien d'expérience et/ou de recherche, le consommateur peut opposer à l'asymétrie d'information un furetage efficace basé sur une connaissance empirique.

Mais le service médical doit être plutôt perçu comme un bien de confiance ou de réputation; le problème d'information étant retenu, le médecin est placé dans une position de force qui peut potentiellement lui permettre de déplacer la demande de ses clients. Ce qui implique plus de services offerts à des prix constants ou autant de services offerts à des prix plus élevés, pour ne nommer que ces possibilités.

Par ailleurs, un bien de réputation signifie que le patient se renseigne auprès de son entourage sur la compétence d'un médecin². Mais cette démarche ne lui assure pas un traitement optimal facturé à un prix optimal. De plus, il est permis d'avancer que l'information qu'il recueillera sera subjective et difficilement interprétable par rapport à ses préférences et sa propre condition.

Mentionnons, d'autre part, que la possibilité de s'informer auprès de son entourage est tributaire du degré d'anonymat de son milieu. De fait, un milieu très anonyme est peu propice au contact social². Ainsi,

¹Les avantages des activités de furetage seront amoindris si chacun des diagnostics est facturé.

²Satterthwaite (1979).

si le médecin offre à son patient d'utiliser un service médical qui est peu consommé per capita, le furetage risque d'être moins avantageux.

La notation du chapitre précédent étant reprise, cela impliquerait, si l'individu est disposé à consommer un H^* prescrit par un médecin neutre, que celui-ci (l'individu) pourrait être porté à utiliser plus que H^* si l'hypothèse de neutralité du médecin est levée. En effet, le furetage ne garantit pas qu'il consommera H^* , bien qu'il augmente les probabilités à cet égard.

De plus, lorsque le patient est contraint, par sa condition et son médecin, de consommer un type de service qu'il n'a jamais utilisé et qui est rarement consommé de manière globale, à toute fin pratique, il ne peut compter sur son expérience passée ni sur son entourage immédiat pour valider le prix de la nature du traitement choisi¹.

Il est sous-entendu dans ce cas particulier que le consommateur est affecté par une maladie faisant appel à une connaissance technique et scientifique approfondie.

Ainsi, puisque dans l'ensemble la consommation médicale s'inscrit dans un cadre de confiance, étant donné le manque d'information, la perspective de création de demande attribuable aux actions influentes du médecin est envisageable.

¹Un service peu utilisé sur une base individuelle correspond à une maladie peu contractée individuellement.

En effet, si le consommateur est assujéti à une asymétrie d'information le défavorisant, pour un niveau donné de confiance vouée au médecin, il est susceptible de consommer ex post davantage que dans un scénario où il aurait consulté un médecin agissant comme un parfait informateur.

Si en distinguant, d'autre part, le patient régulier du patient occasionnel (Dionne 1979), il apparaît que le médecin peut être incité à influencer davantage le montant de la dépense des patients qui le rencontrent rarement plutôt que celui de ses patients réguliers, ceteris paribus.

Précisons ici que si l'influence médicale, dont nous discutons présentement, n'a lieu que parce que le patient est un agent mal informé, conséquemment cette attitude du médecin représente une offre de services frauduleux, et par définition inutiles.

La réciproque n'est pas toujours vraie cependant. Un service inutile peut être offert par incompétence (ignorance des conséquences réelles de ce service sur l'état de santé du patient), ou bien parce que, nous le mentionnions précédemment, la fonction de production du médecin est aléatoire (certains services médicaux comportent de très grands risques).

Cette constatation étant faite, il en découle qu'un service inutile ne constitue pas nécessairement un service frauduleux. Bien entendu, un patient détenant une information complète détecterait l'incompétence médicale. Mais l'élément aléatoire inhérent à la production des services médicaux subsisterait.

Mentionnons aussi que l'éthique professionnelle et le rôle social imputés au médecin (Arrow 1963) jouent à l'avantage du patient; en ce sens que la production ou l'offre de services frauduleux comporterait de la désutilité pour le médecin. Par le fait même, toutes choses étant égales par ailleurs, un médecin qui ne ressent pas de désutilité à frauder ses patients prescrira, plus de services frauduleux qu'un confrère qui supporte des pertes d'utilité émanant de la prescription de services de cette nature.

Un autre point favorise également le patient, soit le minimum d'information dont il dispose. Cette information a priori permet au patient de refuser sciemment des cas extrêmes de fraude.

4.1.2. Relation médecin-assuré

Ainsi, en raison de la position avantageuse du médecin que nous venons de dégager de cette relation bipartite, nous constatons que ce producteur de services peut influencer la consommation de ses patients via le déplacement de leur courbe de demande individuelle.

Si tel est le cas, cette action de la part du médecin reflète un désir chez lui de ne plus considérer uniquement le bien-être de l'assuré et de satisfaire davantage ses intérêts monétaires. Ce déplacement possible de la courbe de demande résulte du fait que nous effaçons l'hypothèse stipulant que le médecin est un agent neutre du processus de consommation des services médicaux.

Nous prenons, comme point de référence, pour montrer comment s'effectue le déplacement de la demande, le contexte québécois où la quantité de services médicaux demandés et offerts est fonction notamment d'un P_h nul. Au Québec, de fait, le régime d'assurance qui y prévaut annule le prix exigible au point de consommation. Pour ce qui est des prix consentis aux médecins, ils sont négociés avec l'employeur, à savoir l'Etat. Donc, à court terme, les honoraires médicaux sont déterminés institutionnellement et non strictement par les forces du marché.

Le P_h étant nul, le patient est moins enclin à contester l'ampleur de la quantité offerte de services relativement à un autre contexte où ce même prix aurait été plus élevé, *ceteris paribus*.

Le coût total monétaire comprend le prix du temps (temps d'attente, TA, et temps de consommation, TC) et du traitement. Si $\alpha = 0$, le consommateur ne retient que $wTA + wTC$ où w est le taux de salaire; ce dernier intervient si le rendez-vous a lieu pendant une période normalement consacrée au travail. Il est possible que l'individu ne prenne en compte qu'une fraction de w , s'il est partiellement indemnisé par sa couverture d'assurance pour ce manque à gagner.

En définitive, pour un prix du temps maintenu au même niveau, la variation négative de la coassurance abaisse le seuil de résistance du consommateur, c'est-à-dire la probabilité qu'il refuse une offre donnée du médecin. Ce qui est en accord avec une réduction du niveau de furetage lorsque α est abaissé. Nous avons fait référence à cette forme de risque moral au chapitre I (Partie I).

Nous avons vu que cette baisse de la production des activités de prospection du marché entraîne une perte de bénéfices potentiels pour la société. Le médecin, de son côté, profite de ce phénomène car il craint moins que l'assuré refuse son offre de services. Par contre, si le patient est couvert par un régime d'assurance complet (régime qui rembourse les frais occasionnés par les diagnostics)¹, pour un même α , le furetage peut s'accroître. Si cette pratique est rendue obligatoire par l'assureur, le médecin sera contraint à rédiger des ordonnances plus justes étant donné son niveau de connaissances et de compétence. Nous considérons que ce dernier agit comme un intermédiaire imparfait.

Au Québec, compte tenu de la pleine couverture, les incitations au furetage sont très réduites. Mais elles ne sont pas nulles si l'on accepte l'assertion voulant que la consommation de services médicaux causent des désutilités directes (3.2.4). Dans cette perspective, même sous la pleine assurance avec un régime complet, il peut y avoir furetage sur les quantités.

Nous faisons abstraction dans le cas présent des régimes d'assurance-maladie qui consentiraient des compensations pour les désutilités directes dues à l'utilisation des services et/ou des remboursements pour le coût du temps, de même que pour les désutilités inhérentes au furetage.

En somme, si le consommateur est assujéti à une asymétrie le défavorisant, pour un niveau donné de confiance envers le médecin, des possibilités de risque moral et de fraude de la part de ce dernier sont appréhendables.

¹Nous postulons que chaque diagnostic est facturé.

Quant à définir, plus explicitement, à ce stade-ci de l'exposé, le risque moral et la fraude imputés au médecin, nous nous exprimons comme suit : le risque moral dû à l'offre est la consommation accrue attribuable à l'asymétrie d'information dans les relations assureur-médecin et médecin-assuré; or puisque la fraude correspond à une offre de services qui serait refusée par un consommateur informé de manière parfaite, étant donné une couverture d'assurance, le risque moral s'identifie complètement à de l'offre frauduleuse. Nous reviendrons sur ce point.

Force nous est d'admettre, d'autre part, que la prescription de services frauduleux peut aussi être observée quand le patient ne dispose d'aucune couverture d'assurance. Darby et Karni (1973) de même que Dionne (1979) montrent d'ailleurs qu'il y a possibilités de fraude même quand $\alpha = 1$, l'excès de capacité étant postulé.

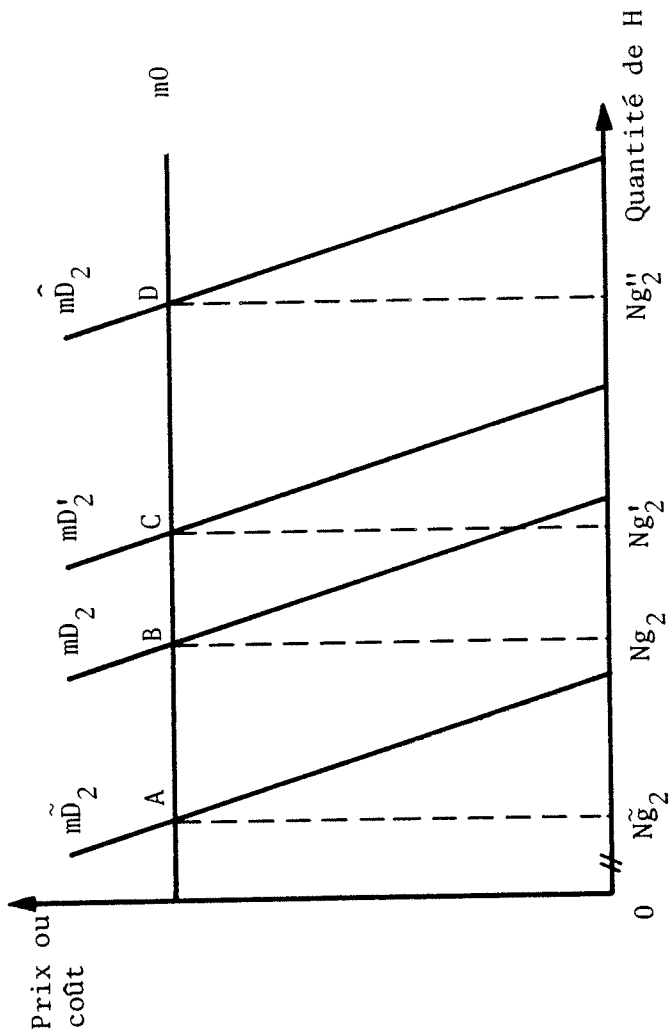
Par contre, notre attention porte sur les effets de l'assurance sur l'attitude médicale, le comportement des médecins n'étant plus présumé constant ou indépendant de la couverture des patients.

4.1.2.1. Le risque moral

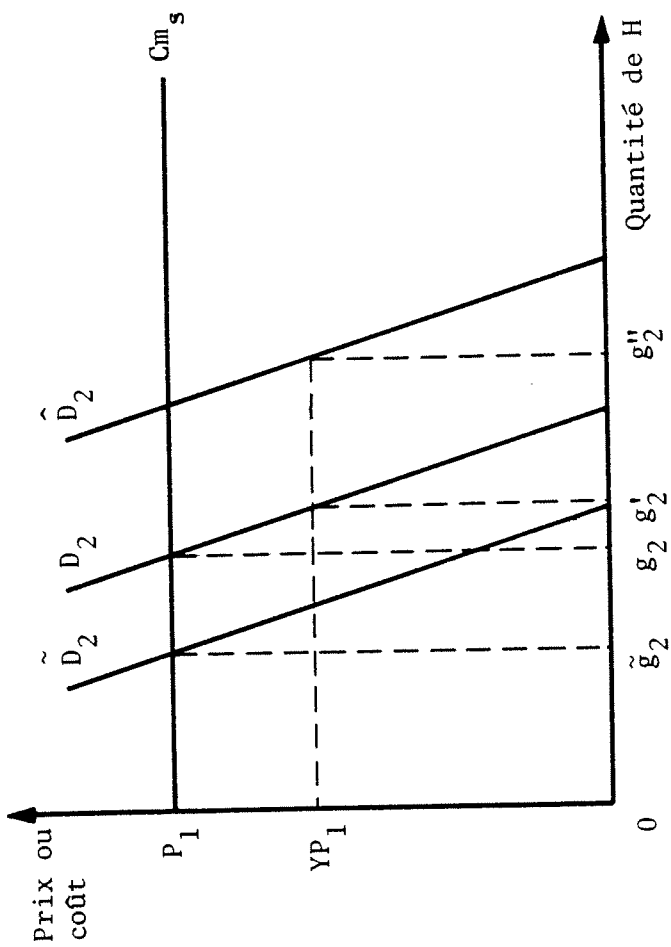
Nous illustrons ici, de manière graphique les interrelations entre l'offre et la demande, suivant l'approche de la création de la demande par les producteurs de services, à savoir les médecins d'une région donnée.

Sous cette approche, nous postulons que le point d'équilibre de départ se situe en A, et qu'à ce point le revenu de même que la charge de

Demandes et offre de marché
selon la maladie M_2



Demandes individuelles selon
la maladie M_2



Graphique 12

travail sont faibles pour une couverture d'assurance nulle et un nombre quelconque d'individus supposément identiques. D'où la consommation $N\tilde{g}_2$ sur le marché, si la maladie M_2 est contractée par N individus non-assurés. Notons de plus que le nombre de médecins est stable, et que d'autre part, nous avons un équilibre de création de demande en A .

L'offre est parfaitement élastique et correspond au Cm_s de produire une unité de H , lequel égale le niveau et l'honoraire médical pour chaque unité produite qui, par hypothèse, est déterminé institutionnellement (graphique 12). A court terme donc, ce niveau est stable.

Comme dans la discussion antérieure (2.7), nous assumons que l'individu, en l'absence de l'assurance, consomme \tilde{g}_2 unités de H s'il est affecté par M_2 . Dans cette section, nous avons par ailleurs soulevé que Marshall (1976a, b) a établi que la consommation individuelle ($g_2 - \tilde{g}_2$) (ou agrégée, $N(g_2 - \tilde{g}_2)$) représente la réallocation efficace des ressources suite à la signature d'un (même) contrat d'assurance et à la contraction effective ou non de M_2 par le (N) patient(s) assuré(s) dans un contexte de parfaite information.

Nous avons aussi noté que Pauly (1968) considère que le risque moral égale l'addition des ($g'_2 - g_2$) unités au niveau g_2 observé en parfaite information, quand l'individu est affecté par M_2 et qu'il a carte blanche pour un niveau de α égal à Y .

Sur le marché, l'ampleur du risque moral est multipliée par le facteur N pour atteindre $N(g'_2 - g_2)$ et l'équilibre de marché se déplace au point C . Cette hausse de l'utilisation est interprétée comme étant le risque moral dû aux réactions uniques des assurés, car dans cette étape, le comportement de l'intermédiaire (le médecin) est supposé constant face à une variation de la couverture d'assurance et du niveau de la quantité demandée.

Donc, nous présumons pour M_2 que l'individu assuré a une demande D_2 (mD_2 et mD'_2 concernant le marché). Par contre, si le médecin n'est plus neutre face à l'assurance de son patient, la demande de ce dernier pour M_2 correspond à \hat{D}_2 . Le passage de D_2 à \hat{D}_2 (mD'_2 à $m\hat{D}_2$ pour le marché) sera entièrement assimilé à du risque moral propre à l'attitude médicale : la portion de consommation ($g''_2 - g'_2$) dépend des problèmes informationnels caractérisés par les relations médecin-assuré et assureur-médecin.

Nous supposons que cette hausse de consommation a été causée par une surestimation volontaire, par le médecin, des bienfaits d'un traitement particulier compte tenu de symptômes donnés et de l'assurance. L'évaluation de la gravité de la maladie faite par le médecin est biaisée vers le haut, le diagnostic transmis au patient assuré ayant dû impliquer une consommation de niveau g_2 . L'incertitude quant à l'établissement du diagnostic et au succès du traitement prescrit est définie comme étant un facteur dont l'effet n'évolue pas.

L'asymétrie d'information et un désir d'accroître son revenu auront pu susciter ce comportement de la part du médecin¹. Notre hypothèse de départ énonçant que le revenu et la charge de travail sont peu élevés, justifient, avec l'existence de la couverture d'assurance, ce déplacement de la demande (de l'individu et du marché) et le passage de C à D du point d'équilibre de marché.

En résumé, nous discernons trois effets de l'assurance pour une qualité variable de l'information : 1) réallocation efficace des ressources due à l'assurance ($g_2 - \tilde{g}_2; Ng_2 - N\tilde{g}_2$), 2) risque moral généré par les actions propres à l'(aux) assuré(s) ($g'_2 - g_2; Ng'_2 - Ng_2$), et 3) risque moral suscité par les seules actions du(des) médecin(s) ($g''_2 - g'_2; Ng''_2 - Ng'_2$).

Dans ce cadre d'analyse où intervient la demande d'un individu (ou d'une société) déterminée en interrelation avec un(des) médecin(s) non-neutre(s) face à la variation (à la baisse) du taux de coassurance du(des) patient(s) en question, le risque moral dû à l'offre est donc mis en relief. De manière explicite, nous soutenons que les avantages pécuniaires de la pratique médicale, notamment, peuvent être accrus par les problèmes d'information propres à l'assurance médicale.

Nous avons fait ressortir que le risque moral dû à l'offre résulte de l'existence d'une information asymétrique dans les relations impliquant le médecin. En fait, s'il n'y a pas de problème d'information dans

¹Une volonté médicale s'inscrivant dans une poursuite de la promotion de la santé sans égard aux préférences des patients peut également hausser le niveau d'utilisation des services médicaux.

les relations médecin-assuré et assureur-médecin, celui-ci ne peut déplacer la demande, et l'offreur ne génère pas de risque moral. Par contre, si la relation assureur-médecin ne pose pas de problème d'asymétrie d'information parce que l'assureur et le médecin sont la même personne, il peut y avoir tout de même risque moral de la part de l'offreur : c'est le cas des Health Maintenance Organizations (HMO) implantées aux Etats-Unis et sous lesquelles il peut y avoir sous-production de services médicaux (Duston 1978). Cette situation doit être prise en considération dans un cadre d'étude où un modèle principal-agent est appliqué.

4.1.2.2. L'offre de services frauduleux

Le passage de g'_2 à g''_2 n'aurait pu être attribué au médecin si le comportement de ce dernier eût été neutre face à l'assurance. Aucune baisse de prix ne permettrait dans de telles conditions d'observer le niveau g''_2 . Nous avançons que les coûts de l'assuré ne sont pas altérés. Sinon, une volonté accrue de mentir au sujet de son état de santé aurait pu expliquer ce comportement de l'assuré.

Donc, puisqu'avec une attitude médicale neutre au regard de l'assurance cet accroissement de consommation n'aurait jamais vu le jour, l'utilisation des $(g''_2 - g'_2)$ unités représente de la fraude, les goûts de l'assuré étant inchangés.

Ainsi, d'après nous, la consommation inutile et le risque moral propres à un assuré parfaitement informé par le médecin, représentent des

phénomènes substitués. Cependant, par rapport au comportement médical, le risque moral et la fraude ne sont pas des phénomènes identiques.

Le risque moral afférent aux actions uniques du médecin s'associerait donc intégralement à de la fraude alors que celle-ci est observable en l'absence de couverture d'assurance (Darby et Karni 1973, Dionne 1979).

Nous noterons que l'introduction d'un intermédiaire non-neutre dans le modèle principal-agent accroît davantage la consommation issue des problèmes d'information, pour une désutilité marginale à frauder et une utilité marginale de la richesse données (4.2.1).

4.1.3. Relation assureur-médecin

Dans les chapitres antérieurs furent cernées les diverses actions de l'assuré que l'assureur est incapable d'observer à moins d'y consacrer de fortes sommes monétaires, et ce en supposant que la couverture d'assurance n'altère pas le comportement du médecin dans sa façon de rédiger ses ordonnances pour un cas médical donné.

Or la section précédente met en évidence l'influence possible de l'assurance sur l'offre de services générée par les médecins. Outre la couverture d'assurance, des facteurs propres à la relation spécialiste-consommateur créent un contexte favorable à l'émergence du phénomène de création de demande.

D'où la difficulté pour l'assureur de critiquer et mettre en doute les décisions prises par un médecin ayant traité un de ses assurés.

Premièrement, il n'est pas en mesure d'observer avec perfection l'état de santé de ses assurés à moins de canaliser des sommes considérables à cet effet. L'engagement de médecins-arbitres pourraient s'avérer onéreux, sans compter que l'atteinte d'un consensus n'est pas un fait établi.

A propos du consensus médical précédemment noté g_d^i , il s'agissait d'un accord limité à des cas simples et précis (la contagion par exemple). Dans la réalité, des écarts de consommation prescrite entre les experts à l'emploi de l'assureur et le médecin choisi par l'assuré ne permettent pas de conclure qu'il s'agit là de l'effet de l'assurance. Cet écart peut s'expliquer notamment par des réactions ou attitudes différentes vis-à-vis un même diagnostic, si entente sur le diagnostic il y a.

Néanmoins, dans des cas relativement évidents, revêtant peu d'incertitude et exigeant un traitement fréquemment prescrit, la poursuite judiciaire s'offre à l'assureur comme étant une solution pour combattre le risque moral engendré par le médecin. Mais une telle mesure ne garantit pas un niveau élevé d'efficacité. De fait, le fardeau de la preuve est lourd à porter dans ce genre de poursuite.

Un contrat d'assurance énonçant que l'assuré doit quérir l'avis de plus d'un médecin, est aussi une stratégie envisageable qui s'offre à

l'assureur pour combattre la fraude médicale ainsi que le risque moral des assurés. Mais, comme nous le faisons remarquer plus haut, un constat d'avis médicaux différents ne signifie pas obligatoirement que le médecin qui offre plus de services qu'un autre confrère est un fraudeur. A moins qu'il s'agisse de cas médicaux très simples qui ne revêtent aucune ambiguïté tant sur le diagnostic que sur le traitement, des consultations supplémentaires ne peuvent trancher avec justesse la question de la fraude médicale.

Par contre, si le patient refuse à ses risques l'offre de services du premier médecin consulté, supposons une intervention chirurgicale pour un diagnostic que ce dernier a établi, et que l'assuré après une période de temps donnée n'est pas affecté outre mesure par l'absence de production de ladite opération, on pourra conclure qu'il y eût auparavant offre de services inutiles de la part de ce médecin (McCarthy et Widmer 1974).

Une telle stratégie vise à préciser ex post (après l'offre de services) si les services offerts étaient inutiles, et cela peut constituer une indication pour l'assureur qui veut prévenir la fraude. De cette manière, il peut en quelque sorte estimer la fréquence et la nature des divers types de service intimement liés à la production inutile et frauduleuse (pour des maladies particulières dans ce dernier cas).

Dans notre chapitre portant sur la mesure statistique de la fraude, nous nous pencherons sur l'efficacité des consultations supplémentaires (volontaires ou obligatoires).

4.2. Le modèle tripartite

4.2.1. Une adaptation du modèle principal-agent¹

Notre intention ici n'est pas de développer de façon détaillée en quoi, théoriquement, le comportement d'un intermédiaire peut modifier la relation principal-agent habituellement rencontrée dans la littérature économique. Nous tenterons plutôt de démontrer la pertinence de l'insertion d'un intermédiaire dans le modèle présenté par Holmström (1979). A cette fin, nous exposons sommairement de quelle manière celui-ci se développe.

Cet auteur propose une mise en situation sous laquelle l'assureur maximise une fonction d'espérance d'utilité $EG(Y - t + s(t))$ à partir de $s(t)$. Et ce problème de maximisation est rattaché aux contraintes voulant que, d'une part, le niveau d'espérance d'utilité de l'assuré est constant, $EU(S - s(t), a) = \bar{H}$, et que d'autre part, l'assuré est à l'équilibre dans la production de ses activités d'auto-protection (a). Le principal (l'assureur) doit donc résoudre :

$$(4.1) \quad \max_{s(t)} \int G(Y - t + s(t)) f(t, a) dt$$

tel que

$$\int [U(S - s(t)) - Z(a)] f(t, a) dt = \bar{H},$$

et

$$\int U(S - s(t)) f_a(t, a) dt = Z_a^2$$

¹Cette nouvelle version du modèle principal-agent que nous rapportons est proposée par Dionne (1982b).

² $Z_a = \partial Z / \partial a$, $f_a(\cdot) = \partial f(\cdot) / \partial a$ et $f(\cdot) = f(t, a)$.

- où $G(Y - t + s(t))$ est une fonction d'utilité croissante à un taux décroissant ou constant; $G'(\cdot) > 0$, $G''(\cdot) \leq 0$;
- $U(S - s(t))$ est une fonction d'utilité croissante à un taux décroissant; $U'(\cdot) > 0$, $U''(\cdot) < 0$;
- $Z(a)$ est une fonction de désutilité croissance à taux décroissant; $Z'(\cdot) > 0$, $Z''(\cdot) > 0$;
- $H(S - s(t), a)$ est la fonction d'utilité totale du consommateur;
 $H(S - s(t), a) = U(S - s(t)) - Z(a)$;
- Y et S sont les richesses initiales respectives de l'assureur et de l'assuré;
- $f(t, a)$ est une fonction de densité quelconque; $f_a(t, a) < 0$;
 $a \geq 0$;
- $s(t)$ est la fraction de la perte payée par l'assuré et t , le montant de la perte. Conséquemment, $t - s(t)$ représente la perte supportée par l'assureur; $(0 \leq s(t) \leq t)$.

De façon à faire le pont entre cette définition de la perte ou de la nature du contrat d'assurance avec un précédent exposé (2.8.1), nous pouvons exprimer $s(t)$ en fonction d'un déductible (d) et du taux de coassurance (α) de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 (4.2) \quad s(t) &= d + \alpha(t - d) \\
 &= (1 - \alpha)d + \alpha t && \text{si } (t - d) > 0, \\
 &= t && \text{autrement.}
 \end{aligned}$$

Donc, $q = t - s(t)$ et il existe des cas particuliers où $s(t) = d$ et $q = t - d$ quand $\alpha = 0$ et $(t - d) > 0$, et où $s(t) = t$ et $q = 0$ si $\alpha = 1$ ou $(t - d) < 0$.

De (4.1) est obtenue la condition du premier ordre suivante :

$$(4.3) \quad \frac{G'(\cdot)}{U'(\cdot)} = \lambda + \mu_1 \cdot \frac{f_a(t, a)}{f(t, a)}$$

où λ et μ_1 sont des multiplicateurs de Lagrange.

Borch (1962) a montré que si le côté droit de (4.3) est constant (non fonction de t) alors le contrat optimal correspond à la pleine assurance. Il s'agit d'une solution de premier rang.

Holmström (1979), quant à lui, démontre que si les actions de l'assuré ne modifient pas les probabilités des événements, seul un déductible est nécessaire.

Dionne (1982b) montre pour sa part qu'à l'optimum, α est inférieur à l'unité, si nous avons $f(t, a)$, donc que les probabilités de dépenses dépendent de a . La variable a peut par exemple illustrer le niveau de furetage¹.

Pour tenir compte des actions posées par un intermédiaire, Dionne (1982b) introduit une contrainte supplémentaire au problème (4.1) à savoir :

¹Dionne (1979) arrive à une conclusion identique à partir de l'approche du furetage présentée au premier chapitre (1.3.1).

$$(4.4) \quad EK \equiv EK(\pi(s(t)), b) = \int [I(\pi(s(t))) - J(b)] f(t, a, b) dt$$

où π est son profit; π est fonction de $s(t)$ avec $\pi_s(s(t)) < 0^1$; K , I , J ont les mêmes définitions que H , U , Z et $b \geq 0$; b représentant les actions de l'intermédiaire.

La maximisation de la fonction (4.1) par rapport à $s(t)$, quand la contrainte (4.4) est introduite et lorsque l'intermédiaire est à l'équilibre dans ses activités de tarification, nous donne une condition de premier ordre différente de (4.3), soit :

$$(4.5) \quad \frac{G'(\cdot)}{U'(\cdot)} = \lambda + \mu_1 \frac{f_a(t, a, b)}{f(t, a, b)} + \mu_2 \frac{f_b(t, a, b) I'(\pi) \pi'(s(t))}{f(t, a, b) \cdot U'(\cdot)}$$

Sachant que $I'(\pi)$ et $U'(\cdot)$ sont positives et que $\pi'(s(t))$ est négative, l'assuré fera face à une dépense $s(t)$ supérieure à la précédente (celle en 4.3), si on pose que l'intermédiaire affecte, via son statut de spécialiste, les probabilités de dépense.

De fait, si nous posons que $f_b(t, a, b) > 0$, compte tenu des autres hypothèses formulées ci-haut, chacun des deux termes à droite de l'égalité est négatif, et (4.5) devient inférieur à (4.3). Par conséquent, $s(t)$ s'accroît en comparaison avec la dépense obtenue avec la maximisation de (4.1) quand la contrainte (4.4) est absente. Puisque l'assuré abaisse son niveau de furetage et que l'intermédiaire hausse la dépense, l'assureur devra à plus forte raison adopter des mesures qui inciteront plus l'assuré à prospecter le marché.

¹Nous avons implicitement $\pi_{t-s(t)} > 0$: plus la fraction de la perte payée par l'assureur est grande, plus les possibilités de profits pour ce dernier seront élevés; $\pi_s(\cdot) = \partial\pi(\cdot)/\partial s(t) = \pi'(s(t))$.

4.2.1.1. Autres commentaires sur le comportement de l'intermédiaire

L'argumentation de Arrow (1963) à l'effet que le médecin fait preuve d'une certaine éthique professionnelle (E) dans son comportement de producteur et que ce dernier joue un rôle social, appuie le phénomène de perte de bien-être associée à la fraude (risque moral notamment).

De telles variables tendent à rapprocher davantage l'attitude du médecin du comportement d'un médecin qui serait un agent parfait, que pourrait l'être une attitude reposant sur la maximisation du profit (π).

L'introduction des variables prestige (β) et loisir (L), comme le proposent Dionne et Contandriopoulos (1982), complète encore plus la fonction d'utilité du médecin.

Il y aurait alors un arbitrage entre ces variables pour que le médecin atteigne l'optimum. Par exemple, plus d'éthique et de prestige pourraient diminuer le revenu, et moins de loisir et d'éthique permettraient d'accroître le revenu, toutes choses étant égales par ailleurs.

Un degré d'éthique professionnelle plus élevée augmenterait la désutilité de frauder le patient et d'agir à l'encontre du bien-être de ce dernier. Quant au prestige, il peut favoriser la hausse du temps consacré à la recherche, au perfectionnement des techniques médicales ainsi qu'à la pratique de l'enseignement. Ceteris paribus, ces deux effets affectent à la baisse le temps disponible pour la production de services et l'acquisition

de revenu. Pour le patient, cela peut signifier autant une augmentation qu'une diminution de la qualité des services qu'il consomme.

Zweifel (1981), dans son approche théorique analysant l'effet de l'éthique sur le temps accordé au travail effectué au cabinet et en institution (hôpital et école), pour un même taux de salaire, montre que le médecin pour qui $\partial K/\partial E > 0$, travaille plus que celui qui vise la maximisation de $\pi(\partial K/\partial E = 0)$, K étant énoncé dans (4.4).

Il faut conclure, en somme, que les études de Dionne (1982b), Dionne et Contandriopoulos (1982) de même que Zweifel (1981), indiquent la voie à suivre pour décrire adéquatement le comportement du médecin. Ces études permettent de pallier aux carences de l'approche voulant que le médecin soit un entrepreneur, qui par définition, maximise les profits comme si cette seule variable devait régir l'offre de services médicaux. L'approche de ces études est d'autant plus réaliste que Contandriopoulos (1976) a vérifié économétriquement que le médecin, en tant que producteur de services, ne maximise pas les profits.

4.2.1.2. Autres applications possibles du modèle¹

Outre le cas de l'assurance médicale, le modèle à trois niveaux est applicable à divers autres marchés tels celui de l'assurance-chômage et de l'assurance-accident (en milieu de travail).

¹La partie de cette section portant sur l'assurance-chômage a été réalisée et approfondie dans le cadre du projet CAFIR intitulé "Le problème principal-agent lorsqu'il y a des intermédiaires qui peuvent affecter le résultat du contrat". Ce projet a été mené à bien au Département de sciences économiques de l'Université de Montréal sous la conduite du professeur Georges Dionne, de juillet 1981 à août 1982.

Pour l'assurance-chômage, nous avons l'Etat-assureur (principal), l'employeur (intermédiaire) et les syndiqués (agents). Le point intéressant ici concerne la fréquence des mises à pied temporaires et leur durée.

Le principal dans ce contexte peut difficilement juger de la pertinence des congédiements, la situation financière de l'entreprise impliquée ne lui étant pas parfaitement connue. La baisse du furetage (pour un nouvel emploi suite au congédiement) est aussi liée potentiellement à la couverture d'assurance et au problème d'information avec lequel est aux prises l'Etat-assureur. La durée des mises à pied peut être positivement reliée au niveau des prestations accordées, ce qui constitue une autre forme de risque moral.

Il y a également asymétrie d'information entre la personne congédiée et son entreprise car elle est plus ou moins apte à valider les raisons de son renvoi et la date promise de rappel, si retour il y a.

Quant au programme de protection monétaire mis sur pied par la Commission de la santé et de la sécurité au travail du Québec (C.S.S.T.Q.), il s'imbrique dans ce modèle. En effet, nous avons la C.S.S.T.Q. (principal), l'entreprise (intermédiaire) et les travailleurs (agents).

Les compensations monétaires versées aux accidentés du travail représentent une incitation potentielle pour les employés à réduire leurs activités d'auto-protection ou de prévention pour des cas accidentels n'impliquant pas la perte de la vie. Ce bien est considéré dans la littérature

traitant du risque moral comme un bien irremplaçable. Cette forme d'assurance peut également prolonger la période de rétablissement. Or la C.S.S.T.Q. est inapte à observer parfaitement et à des coûts qu'elle estime raisonnable, ces possibles modifications de comportement.

Nous discernons d'autre part une baisse potentielle des investissements de l'entreprise vis-à-vis la prévention et la protection des employés.

Il y a aussi un problème d'accès à l'information pour les employés concernant la justesse des déclarations de l'employeur, quand ce dernier fait état des sommes effectives consacrées aux activités de prévention des accidents et de protection des travailleurs, et de sa volonté future d'investir en ces domaines.

Dans ce contexte, tout comme dans le précédent, les décisions de l'entreprise peuvent se rendre avec ou sans l'accord (tacite ou explicite) des employés ou de leurs représentants syndicaux, si tel est le cas. Bien entendu, une force syndicale déterminante constitue un élément persuasif qui vraisemblablement exhorte l'employeur à rechercher l'appui du syndicat implanté dans son entreprise.

Une des propositions de travail présentées dans la conclusion de notre mémoire a trait à cette avenue de recherche.

En l'absence d'excès de capacité, sous l'angle théorique, l'offre de services frauduleux est observable sous certaines conditions. Ce qui n'est pas confirmé ou infirmé de manière statistique.

Donc nous ne pouvons appuyer sur des résultats empiriques une assertion voulant qu'un ticket modérateur génère une hausse du risque moral de l'offre supérieure ou égale en valeur absolue à la réduction du risque moral inhérent aux seules actions des assurés. Au second chapitre, nous avons d'autant plus constaté que ce dernier type de risque moral comporte aussi un problème d'identification statistique.

S'il n'est pas démontré d'un point de vue empirique qu'une baisse du risque moral propre au comportement des assurés peut être compensée, partiellement ou totalement, par une augmentation du risque moral incombant à la responsabilité des offreurs, alors nous ne pouvons que souligner qu'un copaiement concernant les assurés implique deux effets théoriques et potentiels, de signe contraire, dont l'un n'est pas souhaité, et que conséquemment, leur conjugaison revêt un caractère incertain sur le plan statistique.

Ceci implique que nous ne sommes pas en mesure de montrer qu'un ticket modérateur est (ou n'est pas) un bon contrôle des coûts. Par contre, une étude de Boutin et Bisson (1977) évalue que 65,5% des coûts des services médicaux comptabilisés par la R.A.M.Q. en 1975 était attribuable à la décision médicale. Cette portion des coûts inclut les actes posés par les spécialistes, Ceux-ci sont prescrits par les médecins traitants et comprennent les radiologies et les analyses de laboratoire, pour ne nommer que ces services.

On impute aux assurés 34,5% des coûts impliqués par la production de l'ensemble des services médicaux. Ce pourcentage pourrait constituer une surestimation si l'on admet que la poursuite d'un traitement et le suivi de l'état de santé du patient même après la fin du traitement, relève de la responsabilité médicale.

Certes, le médecin est responsable des décisions qui sont prises au regard du niveau et du type d'utilisation, mais il faut se rappeler que, dans une certaine mesure, ces décisions découlent d'un échange de point de vue entre le patient et le médecin et que ce dernier peut être influencé par son client. Cet effet pourrait abaisser cette surestimation. Boutin et Bisson (1977) ne discutent pas de ce point.

Boutin et Bisson (1977) soulignent de plus que durant la période allant de 1971 à 1975, les médecins ont eu tendance à produire des actes plus coûteux. Comme le prix des services médicaux est nul au Québec, les patients seront possiblement indifférents face à l'utilisation d'un traitement particulier peu coûteux, alternativement à un traitement plus onéreux, ceteris paribus. Si l'on admet qu'il connaît le coût respectif de ces traitements.

Si chacun des traitements comprend un nombre égal de services et que chaque service exige le paiement d'un ticket modérateur de même montant, dans des conditions identiques (effets des services sur l'utilité), les patients seront aussi indifférents entre ces deux ordonnances médicales. Dans ce cas, la hausse des coûts est causée seulement par la décision du

médecin face au type de traitement dont l'usager aurait besoin : il importe peu pour le patient que le médecin facture un examen de type complet majeur au lieu d'un examen complet¹.

Par contre, dans d'autres circonstances, un traitement plus dispendieux n'implique pas forcément que ce soit un mauvais choix du médecin. De fait, même si un autre traitement aurait eu des conséquences identiques sur l'état de santé du patient, le traitement coûtant plus cher peut procurer plus d'utilité au patient, le comportement du médecin étant supposé neutre.

Les résultats de cette étude soulèvent donc la possibilité qu'une baisse de la quantité demandée, suite à l'introduction d'un ticket modérateur, pourra naître d'une réduction de certains types de services médicaux. Mais, d'autre part, le rôle décisionnel du médecin demeurera un "obstacle" à une plus forte chute des coûts.

A cette caractéristique influente de la relation patient-médecin, s'ajoute une réaction potentielle du médecin, s'il advient une réduction appréciable de la consommation de l'ensemble de sa clientèle.

¹Si le copaiement touche chaque service consommé, le coût moyen d'une visite médicale pourrait baisser. Par contre, un ticket modérateur applicable à chaque visite uniquement ne peut potentiellement qu'abaisser le nombre de visites : une fois que le patient a pris la décision de se rendre chez le médecin, cette mesure n'a plus d'influence sur son comportement de consommation.

CHAPITRE V

Estimations empiriques des réactions des médecins face à une modification du partage des coûts concernant leurs patients

Nous prenons en considération dans ce chapitre les études empiriques qui, selon nous, décrivent avec le plus de justesse et de précision le changement de comportement des médecins issu d'une variation du taux de coassurance de leurs clients. Nous abordons successivement la production des services médicaux et des services hospitaliers et nous proposons une méthode d'estimation du risque moral propre à l'offre. Nous tentons ensuite de tirer une conclusion sur la capacité d'un ticket modérateur à circonscrire l'envergure du risque moral résultant des actions posées par les offreurs, la problématique de la réaction médicale à l'imposition de cette mesure étant soulevée.

5.1. Les services médicaux

L'étude de Enterline et al. (1973b), dont le résumé se trouve dans le second chapitre de ce mémoire, laissait présager que les médecins ont fortement réagi à l'institutionnalisation du secteur de la santé, à savoir à l'implantation de la R.A.M.Q.

Une recherche conduite par les mêmes auteurs (Enterline et al. 1973a) décrit plus spécifiquement sous quelle forme cette réaction s'est établie.

Les auteurs ont effectué une compilation d'entrevues téléphoniques réalisées avant et après l'intervention de l'Etat, sur des périodes distinctes de huit mois (octobre 1969 à mai 1970 versus octobre 1971 à mai 1972) et ce à partir de deux échantillons formés aléatoirement et constitués chacun de près de 2 500 médecins représentant la pratique générale et les différentes spécialités. Tous ces médecins pratiquaient leur profession dans la région métropolitaine de Montréal.

Pour les première et seconde périodes, le taux de réponse au questionnaire soumis atteint respectivement des proportions de 93 et 94%. Ce questionnaire tentait en particulier de faire connaître aux chercheurs, le nombre d'heures consacrées par chacun des sujets à la pratique médicale dans une semaine régulière de travail (lundi au vendredi), suivant le lieu (hôpital, clinique, cabinet, maison du patient, etc.) et le type de consultation (téléphone, face à face, etc.). Le tableau apparaissant ci-dessous rapporte quelques-uns des résultats émanant des réponses recueillies :

Tableau 12

Impacts de l'instauration du régime d'assurance-maladie
de la R.A.M.Q. sur la pratique médicale
(Montréal, 1969-70 et 1971-72)¹

Activités professionnelles	Nombre d'heures travaillées ^a	
	1969-70	1971-72
Toutes les activités	55,1	50,0
Consultations téléphoniques	4,7	2,9
Face à face	38,4	36,2
Visites au bureau	17,1	19,1
Visites à l'hôpital	17,7	15,5
Visites à la maison	3,6	1,6
Autre travail professionnel	12,0	10,9

¹Enterline et al. (1973a), p. 1153, table 1.

^aLa semaine moyenne (lundi au vendredi) aux yeux du répondant.

Les consultations téléphoniques et les visites à la maison montrent les chutes les plus importantes en pourcentage et indiquent que les médecins ont modifié leur genre de pratique.

En termes de nombre de contacts selon le type, le changement est aussi confirmé. La somme des estimations des médecins illustre que le nombre moyen hebdomadaire de contacts téléphoniques est passé de 25 649 à 15 111 et que ce même indicateur pour les visites à la maison a chuté de 2 914 à 1 080. Quant aux visites au bureau, il est en hausse, passant de 23 840 à 31 509. Pour tous les types de contact, le niveau était de 82 262 (1969-70) comparativement à 74 463 (1971-72).

Par ailleurs, les résultats de l'étude révèlent que le temps moyen des consultations à la maison et en milieu hospitalier est réduit de 3 minutes (19 à 16, 20 à 17 minutes respectivement).

Une autre recherche, celle de Beck (1974), démontre qu'une modification du partage des coûts entre patients assurés et assureur entraîne un changement de la pratique médicale. En ce qui le concerne, suite à une baisse de la demande, une modification de la tarification des examens physiques locaux au profit d'exams complets est mise en relief. Par la suite, parallèlement à la signature d'un nouveau contrat de travail garantissant des honoraires professionnels accrus, les médecins ont abandonné ce mode de facturation.

Certes, ces mesures empiriques font ressortir des variations de comportement de la part des offreurs mais ne nous permettent pas de discerner

sans ambiguïté l'ampleur du risque moral. De plus, comme la réaction des offreurs est en interaction avec une variation de la demande, il est ardu de discerner le rôle de l'assurance et de l'asymétrie d'information dans les relations assureur-médecin et médecin-assuré. En fait, le comportement des offreurs peut se modifier en raison de la variation de demande indépendamment du niveau de coassurance.

Enterline et al. (1973a) jettent la lumière sur une réaffectation des ressources, compte tenu d'une variation déterminante du niveau de couverture (per capita), mais celle-ci n'est pas obligatoirement causée par la présence simultanée de l'assurance et de l'asymétrie d'information¹.

Les statistiques de cette étude, de par leur nature, ne nous permettent pas de fait, d'avancer ex post, qu'une augmentation du nombre de consultations au cabinet a résulté intégralement de l'asymétrie d'information. Car d'autres variables, à l'instar de l'assurance, ont pu intervenir et affecter l'ampleur de la variation.

¹Une part de cette réaffectation des ressources peut être efficace dans le sens où nous l'entendions dans notre discussion sur le risque moral. En effet, les résultats de cette étude et ceux de la précédente (Enterline et al. 1973b) peuvent soutenir que, grâce à l'assurance, les individus sont en mesure de consommer davantage en termes de quantité et de qualité pour des services donnés, et ce indépendamment des problèmes d'information. Ce que pourrait indiquer la possible substitution de consultations téléphoniques pour des visites au cabinet médical. Encore là, même si cet effet était souhaitable du point de vue médical, on ne peut affirmer que la totalité de cet impact représente une réallocation efficace des ressources consécutive de l'assurance. Quant à l'offreur, il n'est pas évident que la hausse de la couverture d'assurance de ses patients provoque une réaffectation des ressources productives (décrite par une nouvelle répartition du temps de travail par exemple) qui est efficace en tout point.

Nous avons aussi constaté qu'il y a trois types d'asymétrie d'information lesquels donnent lieu à trois influences bien distinctes sur le niveau de dépense. Bien que d'un angle théorique, il soit possible de les définir, leur mesure empirique comporte un obstacle de dissociation de leur effet respectif. En effet, cette identification statistique requiert une méthodologie difficile à mettre en oeuvre. Nous formulons en fin de chapitre une proposition à cet égard.

Quant aux autres études reliées au facteur offre et à l'assurance, nous ferons ressortir les résultats des études de Sloan et Steinwald (1975) ainsi que Sloan (1980).

En premier lieu, nous abordons un point particulier de la recherche de Sloan et Steinwald (1975). Ceux-ci ont analysé l'impact de l'assurance sur les marchés des services médicaux en montrant que celle-ci affecte le comportement des médecins, et que cet effet varie selon le type de service et le champ de pratique. Pour mener à bien ces objectifs, ils se sont servis de données contenues dans l'American Medical Association Mail Survey de 1973. Ces statistiques ont été recueillies grâce à la soumission aléatoire d'un questionnaire à deux groupes de praticiens, soient les omnipraticiens et les chirurgiens.

Ils ont établi à partir des données retenues que la proportion du revenu des chirurgiens financée par l'assurance est plus grande que celle de l'autre groupe. Ils ont d'autre part constaté que ce se sont surtout les prix des services spécialisés qui ont augmenté. Par suite de ces

observations, les auteurs ont accordé une importance relative à l'étude du comportement des chirurgiens face à l'existence de divers régimes d'assurance dans les marchés où ils exercent leur compétence.

Au regard de cet aspect de l'étude, le résultat qui nous apparaît le plus probant et explicite concerne la preuve statistique de la modification, due à l'assurance, du comportement d'un groupe de chirurgiens de l'échantillon dans leur mode de facturation.

Les auteurs ont distingué deux regroupements formés de chirurgiens et praticiens généraux exécutant certaines tâches chirurgicales à savoir, d'une part, les individus du groupe rapportant à la fois des remboursements pour des actes chirurgicaux qui sont supérieurs à la médiane et des remboursements de source non chirurgicale inférieurs à la médiane, et vice-versa, d'autre part, pour le second groupe.

La proportion des chirurgiens et praticiens généraux déclarant une absence de perception d'honoraires pour des visites de traitement continu ou des tests de laboratoire, s'élève à 14% comparativement à 6% pour le second groupe.

La différence étant statistiquement significative, la fréquence d'honoraires nuls dans le poste des actes non chirurgicaux doit être liée au type de couverture d'assurance du patient, et plus particulièrement lorsque celui-ci n'est peu ou pas protégé par un régime d'assurance concerné par ce genre de dépenses. Par conséquent, l'assurance suscite une hausse du prix moyen des visites de nature chirurgicale.

Comme nous l'avons vu, Newhouse et Phelps (1976) ont conclu, quant à eux, que les patients avec un taux de coassurance plus élevé paie un prix accru par visite au bureau et que le nombre de visites au cabinet médical augmente avec la couverture. Mais dans le cas de cette étude, à l'instar de celui de la recherche menée par Sloan et Steinwald (1975), les effets respectifs de la demande et de l'offre sur le niveau de dépenses ne sont pas identifiés séparément.

Sloan (1980), quant à lui, exprime les honoraires médicaux en fonction de la couverture d'assurance des patients et montre l'influence de cette variable.

A partir de statistiques récoltées à l'aide d'une enquête téléphonique entre 1977 et 1978¹ et décrivant plusieurs variables telles les revenus, les honoraires médicaux de même que la proportion des patients bénéficiant des divers régimes (Blue Cross, Medicare, Medicaid et assurances commerciales), sans compter le nombre de non-assurés, Sloan (1980) quantifie l'impact de l'assurance sur les honoraires exigés par les généralistes et les divers spécialistes.

Ces données ont été traitées par des modèles comprenant plusieurs variables contrôles dont la spécialité médicale comme catégorie de référence, et un ensemble de caractéristiques individuelles et professionnelles décrivant les médecins interviewés.

¹L'entrevue est tenue auprès des médecins et/ou de leur personnel.

De notre côté, nous nous attardons à l'effet de l'assurance sur les honoraires rattachés à des actes médicaux spécialisés. La variable dépendante liée au facteur assurance dans l'équation ayant trait à ces honoraires est mesurée par le barème de remboursements de chaque assureur étant donné un prix plafond, et ce, pour chaque service (basic plan), lequel est pondéré par la proportion des patients ayant adhéré à chaque type de remboursements préconisés par lesdits assureurs.

Pour l'enlèvement de la vésicule biliaire réalisé par des chirurgiens et les diagnostics C et D¹ relatifs à la gynécologie et à l'obstétrique, les coefficients sont particulièrement élevés et atteignent respectivement 0,38 et 0,37. D'où l'influence, d'ailleurs statistiquement significative, de l'assurance sur le montant des honoraires pour ces services spécialisés. De Sloan (1980) ressort aussi de semblables conclusions quant au prix des visites médicales.

L'étude de Sloan (1980) a l'avantage d'exprimer le prix d'un acte précis en fonction de la couverture d'assurance. Or un prix plus élevé pour un même acte, étant donné le niveau de coassurance, isole plus la responsabilité du médecin qu'un prix moyen par visite qui contient plusieurs services pouvant être grandement influencé par le patient. L'approche selon les prix des services et non des traitements, dans cette perspective, nous apparaît la plus adéquate.

¹Aucun renseignement n'explique la nature de ces diagnostics.

Rappelons, par ailleurs, qu'on doit tenir compte du fait que les variations estimées par rapport à l'assurance ne dépendent pas seulement du comportement du médecin (billing practice ou augmentation du nombre de services offerts par visite imputable au médecin seulement) mais peuvent aussi refléter une différence de productivité entre les médecins interrogés. Une tendance des assurés à rechercher une plus grande qualité que les non-assurés est également à envisager.

De plus, ces mêmes variations peuvent trouver partiellement leur explication dans la possibilité d'un furetage écourté de la part des assurés et/ou une propension pour ces médecins à offrir des temps d'attente au cabinet plus court, lesquels seraient choisis par les assurés. Nous avons vu que les assurés peuvent en effet être enclin à raccourcir la durée de la prospection du marché lorsque le prix monétaire des services est couvert (1.3.1). S'il existe une mobilité des patients entre les régions et un temps d'attente relatif plus bas dans une région précise, malgré le fait qu'une hausse de la demande peut survenir et accroître le prix des services, il est possible que les individus suffisamment couverts par l'assurance continuent à pénétrer cette région. Si l'on postule que le coût du transport et du temps est identique pour chaque individu et que les prix initiaux sont uniformes d'une région à l'autre (à des fins de simplification), et que d'autre part, le temps d'attente dans ladite région demeure avantageux, le résultat précédent est observable. Dans le cas de Sloan (1980), les renseignements fournis n'indiquent pas l'amplitude de la mobilité. De plus, cette étude ne compare pas la consommation de groupes régionaux bien définis.

Le rôle de la mobilité n'est donc pas déterminé, mais par contre, le temps d'attente comme facteur explicatif des prix monétaires accrus, payés par les assurés, n'est pas négligeable pour autant.

Par ailleurs, dans sa revue de la littérature empirique couvrant les chirurgies inutiles, Dionne (1979) dégage des variables qui, aux Etats-Unis, affectent positivement le nombre d'interventions chirurgicales. Elles sont au nombre de trois et nous les énonçons comme suit : 1) le nombre de chirurgiens per capita (avec parfois, à titre complémentaire, le nombre de lits d'hôpitaux per capita), 2) la rémunération à l'acte des chirurgiens, et 3) la couverture d'assurance.

Les études résumées et analysées par l'auteur n'utilisent pas de définition explicite de l'inutilité d'une intervention chirurgicale, et elles ne mesurent pas le risque moral lorsqu'elles tentent d'estimer l'influence conjointe de l'assurance et de la qualité de l'information.

Il n'est donc pas démontré, jusqu'à maintenant, que l'imposition d'un ticket modérateur peut résorber l'offre de services médicaux inutiles sous l'assurance. Mais l'assureur peut tout de même appliquer des méthodes pouvant prévenir ce phénomène. Ces méthodes constituent une stratégie qui complète l'initiative du partage des coûts mise de l'avant par l'assureur.

La méthode rétrospective est la première de celles-ci. Comme son qualificatif l'indique, elle consiste à procéder à une révision ex post. En l'occurrence, il s'agit pour l'assureur de passer en revue le dossier

médical de ses clients, pour une période donnée, afin de détecter s'il y a lieu l'offre de services inutiles sous l'assurance médicale. Quelques études se sont penchées sur le cas des interventions chirurgicales inutiles et ont permis la mise en oeuvre de cette démarche expérimentale.

Malheureusement, le critère d'inutilité doit reposer sur des avis médicaux formulés par des spécialistes en matière de chirurgie : celui-ci ne permet pas de dissocier la fraude sous l'assurance (risque moral) des interventions inutiles dues au caractère aléatoire de la fonction de production médicale. Aussi, seul des cas extrêmes sont décelables, autrement, nous ne pouvons que constater que des médecins, parfois, ont des opinions différentes face à des mêmes cas. Ce qui n'est pas une caractéristique du comportement des médecins en tant que producteur de services.

Du point de vue strictement utilitaire donc, des données recueillies sur la base d'un jugement médical porté ex post, ne représentent qu'une indication approximative.

Par contre, la méthode prospective est un mode de prévention de l'offre de services inutiles, et conséquemment de la fraude médicale. Celle-ci voit à inciter ou forcer l'assuré à rencontrer un second spécialiste quand celui, consulté initialement, compte procéder à une intervention chirurgicale sur l'assuré en question. Selon le désir de l'assureur, ce furetage sera obligatoire ou volontaire.

Une étude, celle de McCarthy et Widmer (1974), tente de mesurer la quantité offerte de chirurgies inutiles sous l'assurance à partir de cette méthode. Dans le cadre expérimental qui a donné lieu à l'application de ladite méthode, le furetage couvrait pleinement les frais directs et indirects (rayons X, analyses de sang et d'urine, ...) du diagnostic, mais non les coûts de déplacement et du temps (absence au travail).

Dans la plupart des cas, le second chirurgien n'a pas l'option d'opérer, et d'autre part le droit d'accepter ou refuser l'intervention proposée, en bout de ligne, revient à l'assuré. Seules les opérations électorales (non urgentes) sont touchées par ce programme.

En fait, deux régimes ont été appliqués. Un groupe soumis à un furetage obligatoire fut constitué en février 1972 et les individus concernés, du nombre de 20 000, étaient des membres du Store Workers Health and Welfare Fund et habitaient New York ou ses environs.

L'instauration du régime sous lequel la prospection est volontaire a eu lieu au mois de juillet 1972. Les individus impliqués bénéficiaient d'un des trois régimes offerts aux groupes d'employés dans la région métropolitaine de New York.

Pour évaluer le pourcentage d'interventions inutiles qui auraient été pratiquées sur les assurés qui ont accepté de rencontrer un second consultant, et qui ont refusé l'opération par suite de la recommandation de cet autre spécialiste, les expérimentateurs ont contacté ces assurés par

téléphone, à la fin de chaque période six mois suivant la date du refus, et ce pendant une période de deux ans. Cette démarche permet d'établir un suivi médical concernant ce groupe d'assurés. Si après cette période, l'intervention proposée antérieurement n'est toujours pas justifiée, celle-ci entre dans la catégorie des chirurgies inutiles. Le nombre d'interventions inutiles qui est ainsi estimé peut être une borne inférieure puisqu'un cas médical peut évoluer de telle sorte que la chirurgie peut s'avérer nécessaire pendant la période de confirmation. Ceci ne signifie pas que l'ordonnance initiale n'était pas inutile. Rappelons également que l'établissement d'un diagnostic médical revêt un caractère d'incertitude et que, par le fait même, ce facteur n'est pas contrôlé complètement par la seconde consultation, qu'elle soit obligatoire ou non.

A l'aide de cette méthode, McCarthy et Widmer (1974) estiment un pourcentage de non confirmation pour le groupe contraint à fureter et un autre pour le groupe dont la seconde consultation est facultative. La différence entre les deux groupes est significative et les pourcentages sont de 30,4 et 17,6% respectivement.

Outre la baisse des coûts qui se dégage de cette réduction du nombre de chirurgies inutiles, cette recherche a aussi le mérite de mettre en évidence la pertinence d'un traitement alternatif ou d'une intervention chirurgicale effectuée ailleurs qu'en institution hospitalière. L'observation d'un de ces deux points ou d'un désaccord sur le diagnostic posé en premier lieu conduisait à l'étape de la vérification. Cette réduction de la consommation et des coûts sous l'assurance, en définitive, permet aux assureurs d'abaisser le niveau des primes.

5.2. Proposition de mesure empirique du risque moral dû aux actions posées par les médecins

De la même manière que celle préconisée au second chapitre en vue de séparer le risque moral de la consommation effectuée sur une base de parfaite information, nous pourrions à l'aide d'échantillons aléatoires tirés de mêmes populations (l'une étant constituée des médecins, et l'autre de la population en général) évaluer la part du risque moral dont les médecins sont directement responsables.

Nous considérons que l'estimation déterminée par la première approche proposée antérieurement (2.7) nous donne une évaluation du risque moral propre à la demande étant donné une variation particulière et uniforme de la coassurance. Sachant que la rémunération selon un taux horaire comporte un risque de sous-production, nous anticipons une surestimation de l'effet du passage à la rémunération à l'acte, pour une variation donnée de la coassurance¹.

Ainsi, dans un second temps, des échantillons (médecins et assurés) respectivement homogènes à ceux de la première étape, lorsque les médecins sont payés à l'acte, permettent de bien illustrer une situation où le niveau de dépense dépend à la fois de l'assurance et des divers niveaux d'asymétrie d'information, le contrôle du comportement médical étant levé. Ici la variation de la coassurance devra être identique, et les prix initiaux seront les mêmes dans les deux scénarios.

¹Notre but n'est pas de mesurer l'impact de ce changement du mode de rémunération des médecins sur le niveau d'utilisation. Mais cet effet sera néanmoins combiné à l'impact de la variation de la couverture d'assurance sur l'usage des services médicaux; faute de pouvoir mettre en place un mode de rémunération qui ne compromettrait aucunement la neutralité du comportement médical.

En soustrayant le premier résultat du second, nous obtenons à notre avis l'importance de l'influence globale de l'offreur. En effet, en abandonnant l'établissement du salaire suivant un taux horaire, nous créons un contexte où le médecin peut accroître son revenu en produisant plus, et ce en créant de la demande s'il le désire.

Nous sommes dès lors dans l'obligation de présumer que la hausse de l'utilisation en vertu de la variation de la coassurance et du passage à la rémunération à l'acte, recèle une composante propre aux conséquences du problème d'information véhiculé par la relation patient-médecin (consommateur-spécialiste) et qui était déjà présente avant la baisse du taux de coassurance. Notre méthode d'estimation ne cerne pas explicitement l'effet de la variation de la couverture d'assurance et de la difficulté d'observation de l'état de santé des assurés par l'assureur, sur le mode de pratique et de tarification du médecin. Notre approche surestime donc l'impact de la modification de la couverture d'assurance sur le niveau d'utilisation des services médicaux.

5.3. Les services hospitaliers

Il est dans notre intention ici d'aborder le rôle de l'hôpital en tant qu'intermédiaire dans la relation tripartite réunissant l'assureur, l'hôpital et la patient assuré.

Auparavant, les relations mettant en cause l'assureur, le médecin et l'assuré ont été étudiées. Faisant suite à ce qui a été rédigé, notre

présent objectif sera de discerner les réactions de l'organisme hospitalier face à l'avènement de l'assurance ou aux variations subséquentes de la couverture, une fois l'assurance introduite aux marchés dans lesquels il évolue.

Nous devons donc garder à l'esprit l'interdépendance professionnelle qui lie les productions médicale et hospitalière. Le médecin décide de la pertinence du choix éventuel d'un traitement hospitalier et dans une moindre mesure du lieu où il sera appliqué, la disponibilité d'un lit étant une variable qui échappe plus ou moins à son influence, sauf dans le cas où il jouit de privilège hospitalier.

Par ailleurs, par la qualité de sa technologie et de son personnel auxiliaire, l'hôpital influence la décision médicale en ce qui a trait au lieu de traitement et de pratique. La dépendance de l'hôpital à l'égard du médecin est d'ailleurs très forte. A l'inverse, il peut arriver que la pratique en milieu hospitalier ne constitue pour le médecin que des revenus additionnels qui s'ajoutent à ceux générés par les activités du cabinet médical.

Comme dans le cas du médecin, nous sommes en voie de nous attendre à ce que l'hôpital réagisse à l'introduction d'une couverture d'assurance protégeant monétairement les patients hospitalisés et à la présence d'asymétrie d'information en raison de son statut de producteur spécialisé.

Cette réaction peut susciter, pour des mêmes services hospitaliers, des prix accrus pour les assurés en comparaison avec ceux des individus ne disposant d'aucun régime d'assurance hospitalisation, *ceteris paribus*.

Le comportement hypothétique de cet agent producteur qui vise à distinguer les patients selon leur taux de coassurance peut aussi se traduire par une volonté d'offrir plus de services aux patients assurés. Concrètement, une telle politique signifiera, pour ces derniers, une plus grande consommation de services auxiliaires (services de laboratoire, radiologiques, etc.) et/ou un séjour prolongé à l'hôpital, toutes choses étant égales par ailleurs.

Cette attitude génère notamment une plus grande charge de travail pour les médecins. On notera cependant que les modifications apportées au niveau du nombre de services offerts peuvent être suscitées en partie ou en totalité par les médecins eux-mêmes.

Il est possible qu'une certaine complicité (tacite ou explicite) s'établisse entre le corps médical et l'hôpital puisqu'ils sont tous deux concernés par des intérêts pécuniaires communs.

Dans le cas des hôpitaux ne recherchant pas la maximisation des profits, ces bénéfices peuvent être réinvestis dans l'acquisition de nouvelles technologies et permettre l'élargissement de la main-d'oeuvre, afin d'améliorer la qualité des services tout en favorisant la hausse de la production et de l'utilisation, la politique intérieure étant par exemple guidée par le niveau de la santé publique¹. Il faut également garder à l'esprit qu'il y a un arbitrage parfois entre le profit et le prestige que retire l'hôpital de la qualité de sa production.

¹La maximisation des profits implique un accroissement plus rationnel du capital physique et humain.

Ce raisonnement n'est pas nécessairement applicable au cas du médecin. Il n'est pas du tout évident en effet que celui-ci désire investir ce revenu accru dans l'achat de matériel médical plus sophistiqué pour hausser la qualité des actes produits ou le niveau perçu de sa compétence.

Bien que nous sachions que l'accroissement de la consommation étant donné l'asymétrie d'information dépend du rôle joué respectivement par chacun des agents liés de près à la décision de consommer, à savoir le patient, le médecin et l'hôpital, aucune application méthodologique, à notre connaissance, n'a été mise en oeuvre jusqu'à maintenant afin d'imputer la part de responsabilité incombant à chacun d'eux.

En d'autres mots, aucune statistique concernant une politique de prix touchant les patients selon leur couverture d'assurance ne semble disponible. Il en va de même pour la vérification statistique et économétrique de l'utilisation accrue des services hospitaliers par les patients assurés. Nous faisons ici allusion à une mesure concrète et explicite du rôle que jouerait l'hôpital dans le niveau de consommation.

Certains auteurs, comme nous l'avons mentionné, ont vérifié empiriquement comment varient le nombre d'admissions et la durée de l'hospitalisation par rapport à l'assurance, mais n'ont pu exprimer jusqu'à quel point, les autorités de l'hôpital ont pu influencer le niveau d'utilisation.

Ces études ne nous aident donc pas à définir empiriquement le comportement de l'hôpital face à l'assurance. Nous tenterons malgré tout de

montrer que l'institution hospitalière est en mesure de modifier son offre de services si le mode de remboursement de l'assureur l'exige.

Nous n'avons ainsi retracé aucune étude ayant abordée de façon précise la présence de risque moral due au comportement de l'hôpital. Cette forme de risque moral s'est développée possiblement, du moins dans de grande proportion, au début des années cinquante, soit à partir du moment où la couverture moyenne des patients par l'assurance s'est accrue considérablement. A cette période a d'ailleurs coïncidé une augmentation du coût moyen par admission et jour-patient.

Berry Jr. (1976) attribue en partie ce fait à la pression exercée sur les prix des services hospitaliers suite à la baisse du taux moyen de coassurance, à la forte augmentation du prix des intrants, notamment les salaires, à un accroissement de l'emploi de la main-d'oeuvre par unité d'admission et à l'achat de technologie nouvelle. L'auteur en question ne fait pas mention du rôle qu'aurait pu jouer le risque moral dans l'inflation marquée qu'a connue le secteur hospitalier au cours des récentes décennies.

Nous comptons toutefois montrer à l'aide de cette étude que l'hôpital par son autonomie peut ajuster la consommation à ses objectifs financiers si une intervention extérieure à son champ de décision le justifie.

Dans le cas de l'étude de Berry Jr. (1976), la politique mise de l'avant par les assureurs introduit la notion de "paiement prospectif" en vue de contenir l'accroissement des coûts remboursables.

Ce remboursement est établi à l'avance et versé à l'hôpital indépendamment du niveau des coûts qui surviendra durant la période concernée. De cette façon, les assureurs rendent les institutions hospitalières responsables de la croissance possible des dépenses, du moins de la portion excédant le niveau entendu et attendu.

Cette expérience a eu lieu dans l'Etat de New York et a débuté le 15 août 1971 pour se terminer le 30 avril 1974. Deux types d'assurés ont été retenus, soient les bénéficiaires des régimes Medicaid et Blue Cross, ces derniers ayant été divisés en deux sous-groupes, à savoir l'ensemble des assurés de la région métropolitaine de New York et le groupement formé des bénéficiaires desservis par un des sept plans en vigueur à l'extérieur de la métropole new-yorkaise.

En fait, cette formule spécifique de remboursements a été élaborée seulement pour chacun des regroupements. Ceux-ci s'exprimaient en termes de ratio (\$/jour-patient) et constituaient des taux plafonds. Des contraintes ont également été jointes au nombre de jours-patients de façon à pénaliser les excès de capacité, le seuil limite d'occupation des lits variant de 60 à 80% selon le département.

A la consultation des divers résultats de l'étude, nous remarquons principalement que les coûts moyens (par jour-patient et par admission) laissent voir un fléchissement au niveau des augmentations annuelles moyennes, et ce à partir du début de l'expérience, soit en 1970.

D'ailleurs, à la fin de cette dernière, les diverses statistiques compilées par la région de New York durant l'année 1974 se comparent avantageusement à celles de l'ensemble des Etats-Unis et de certains autres Etats.

Cette contraction des versements des assureurs permet donc de juger du genre d'adaptation que l'organisme hospitalier est en mesure de réaliser.

La majeure partie des revenus hospitaliers provient de remboursements consentis par divers régimes d'assurance, par le fait même, on peut être en voie de s'attendre à une modification additionnelle du comportement de l'hôpital et à une réallocation des ressources plus prononcée, une fois que la politique explicitée plus haut est instaurée.

Le revenu est fonction du coût journalier et du nombre de jours-patients et d'hospitalisation. Or l'augmentation du prix des services est contrôlée par le ratio (\$/jour-patient), l'hôpital ne peut donc que modifier le niveau d'utilisation des services par la durée moyenne du séjour et le taux d'occupation¹.

Avant 1970, à New York, tout comme dans les régions de la Nouvelle-Angleterre et de l'Ohio, on observe une réduction de la durée moyenne d'hospitalisation. Par contre, dès le début de l'expérience, New York s'est

¹L'étude ne nous indique pas si le nombre de lits a varié durant cette période, et si tel est le cas, dans quel sens. Ce qui nous empêche de connaître la signification véritable des variations du taux d'occupation et d'imputer à la hausse de ce taux, un accroissement du nombre de patients et/ou une prolongation du séjour moyen.

détachée de la tendance et le changement en pourcentage le confirment : il y a une baisse de 3,7% pour l'ensemble des Etats-Unis et une hausse de 1,0% pour la région de New York.

Cette constatation est par ailleurs compatible avec le maintien du taux d'occupation qui atteint en 1974 le même que celui de 1970, soit 85,2%, comparativement à une chute de 2,9% du taux d'occupation au niveau national.

Etant donné principalement le résultat décrivant la hausse de la durée moyenne du séjour hospitalier, il serait plausible de prêter à l'hôpital, le désir de vouloir profiter de l'existence de régimes d'assurance-hospitalisation pour accroître ou maintenir son revenu, suite à l'avènement de nouvelles contraintes extérieures.

L'étude de Berry Jr. (1976) a montré que, sous l'assurance, les hôpitaux semblent être en mesure d'influencer la demande en augmentant la durée des séjours en moyenne, suite à l'application d'une politique de remboursements prospectifs. Donc, il serait possible, nonobstant des pressions extérieures contraignantes et compte tenu d'objectifs financiers internes visant une hausse des revenus d'exploitation par suite d'une variation négative de la coassurance, qu'une institution hospitalière prolonge le séjour de ses patients.

Il s'agit toutefois d'un comportement anticipé qui n'est pas vérifié pour le moment dans la littérature. En fait, ce que montre cette

étude, c'est que l'hôpital dispose d'une autonomie importante et qu'elle semble capable de créer de la demande, possiblement avec l'accord (tacite ou explicite) des médecins, d'où notre présomption concernant son attitude face à une variation négative de la coassurance. Puisqu'il y a excès de capacité, il n'est pas nécessaire qu'il y ait une quelconque modification de la couverture.

Relativement à cette étude, nous tenons finalement à souligner que les données qu'elle inclut peuvent dissimuler certains biais puisqu'aucune méthode économétrique n'a été utilisée. Ainsi, les variations possibles de la couverture durant la période retenue n'ont pu être contrôlées. Cela constitue un point important car les tendances statistiques de l'Etat de New York pourraient s'expliquer par une baisse de la couverture. Aussi, les différences interrégionales par rapport à la couverture d'assurance sont ignorées partiellement bien que les programmes Medicaid et Blue Cross représentent une forte part du marché de l'assurance médicale et hospitalière. S'ajoutent à cela les autres critiques méthodologiques précédemment formulées.

5.4. Conclusion

5.4.1. Les réactions anticipées des médecins face à l'application d'un ticket modérateur touchant leurs patients

Le second chapitre expose diverses mesures empiriques de l'impact d'une variation donnée de la coassurance sur le niveau d'utilisation : nous notons que l'assuré ajuste son niveau de consommation en fonction de la

modification de la couverture, les études en question faisant état de variations différentes de la coassurance.

Suite à la revue de cette littérature empirique, une poursuite logique de notre recherche exigeait une analyse du rôle de l'offreur pour expliquer, en partie, dans quelle proportion il est responsable du niveau atteint, compte tenu du changement de couverture et de l'asymétrie d'information dans les relations médecin-assuré et assureur-médecin.

Théoriquement et empiriquement, à la lumière de ce qui a été mis en évidence jusqu'à ce point, une baisse de couverture réduit la consommation. En contrepartie, certaines études semblent montrer que les médecins réagissent à la chute de leur clientèle ou à la baisse du nombre de visites en créant de la demande.

Beck (1974) pour un, décele un changement dans le mode de tarification au sujet des examens physiques, par suite d'une réduction de la demande. D'autre part, Sloan (1980) estime que les assurés consomment davantage de services et à des prix plus élevés, en particulier pour certains services et à des prix accrus, notamment pour certains services spécialisés. Tandis que Sloan et Steinwald (1975) arrivent à une conclusion semblable pour le coût des traitements chirurgicaux.

Mais ces deux études ne nous permettent pas de conclure de manière catégorique que les offreurs, en l'occurrence les médecins, contreviennent aux lois du marché en créant de la demande, par exemple en discriminant

les clients suivant leur couverture de façon à établir un barème de prix plus élevés selon ce critère.

En effet, ces prix plus élevés peuvent refléter une meilleure qualité, une baisse de furetage par les assurés, ou une tendance de ces derniers à rechercher des temps d'attente plus courts, les prix étant supposément plus importants là où les files d'attente sont courtes. Des traitements particuliers (combinaison d'actes chirurgicaux ou de services auxiliaires) plus dispendieux pour les assurés peuvent résulter d'une plus grande productivité des médecins qu'ils ont choisis. Le fait que des assurés sont en moins bonne santé que les non assurés (2.8.2) est aussi un argument envisageable pour expliquer une consommation plus grande de services médicaux des assurés, étant donné le dépistage d'une même maladie chez les individus des deux groupes mais comportant un degré de gravité accru chez ceux qui disposent d'une couverture d'assurance. L'approche selon les prix des divers services ne peut reposer sur cette argumentation.

Il découle de ces constatations qu'il n'existe pas d'indication statistique fiable, dans la présente littérature empirique, exprimant sous quelle forme les médecins réagissent à une baisse de la consommation de leurs clients ou de l'ensemble de leur clientèle, ni même quelle ampleur elle aura, si une quelconque réaction se réalise effectivement.

S'il y a excès de capacité, un ticket modérateur qui amoindrit le niveau de quantités demandées pourrait amener une création de demande de la part des médecins afin de rétablir leur revenu à leur niveau initial.

Mais comme nous l'avons vu, les études empiriques à cet égard ne sont pas sans faille.

En somme, nous avons fait ressortir le problème d'information dans les relations impliquant le médecin, dont dépend théoriquement sa décision d'offre de services, mais aucune mesure statistique, pour l'instant, n'accorde de poids particulier au rôle de l'asymétrie d'information dans la réaction médicale face à un niveau donné de couverture ou à une variation du taux de coassurance et de la quantité demandée.

5.4.2. L'efficacité d'un ticket modérateur pour réduire le risque moral propre à l'offre

La fraude est associée à un excès de capacité dans la littérature empirique, bien qu'il n'est pas nécessaire théoriquement qu'il y ait offre excédentaire pour que l'offre frauduleuse soit observée.

S'il y a baisse de la quantité demandée suite à l'application d'un copaiement et qu'il y a excès de capacité, il pourrait y avoir fraude. Puisqu'il est possible que du risque moral (la fraude sous l'assurance lorsqu'il y a asymétrie d'information) résulte de l'introduction d'un ticket modérateur, cette dernière mesure n'est plus vraiment souhaitable si le motif d'application est la réduction du risque moral ou de l'abus. Mais le risque moral dû uniquement à l'offre n'est pas estimé adéquatement par les études empiriques.

PARTIE II

Impacts de l'application d'un ticket modérateur sur
la redistribution des revenus occasionnée par le
régime d'assurance-maladie de la R.A.M.Q.

CHAPITRE VI

Aspect consommation

Nous proposons, dans une première étape, de résumer quelques études ayant évalué l'impact redistributif d'un régime d'assurance-maladie. Nous nous attardons principalement au cas du régime d'assurance-maladie administré par la R.A.M.Q. Ensuite, nous analysons les effets de l'application d'un ticket modérateur sur cet aspect redistributif et sur le respect de l'égalité d'accès à la consommation des services médicaux.

Une des principales motivations pouvant favoriser la mise en place d'un tel régime serait le souci de respecter le droit universel d'accès aux services médicaux et hospitaliers, notamment. Le fait de vouloir abaisser les barrières monétaires faisant obstacle à cet objectif suppose l'existence d'effets externes de consommation et/ou d'utilité.

Si d'autre part, la société accepte de financer l'égalité d'accès aux services médicaux, par exemple, il conviendra de déterminer dans quelle proportion les diverses couches de la société, étant donné leur revenu respectif, participeront au financement et à l'utilisation desdits services. De façon à déterminer s'il y aura un réel transfert de revenu, et donc de pouvoir d'achat.

En d'autres termes, il s'agit de comparer la consommation attendue ou effective, selon le cas, au financement du régime, et ce suivant les classes de revenu.

Pour traiter des aspects consommation et financement, nous exposons principalement les conclusions les plus déterminantes de la recherche menée par Hung (1981).

Dans un premier temps, ce dernier évalue les déterminants de l'incidence de l'utilisation des services médicaux sous le régime d'assurance-maladie du Québec à partir de données de 1971 tirées de la banque AMULET (analyse multivariée des écarts thérapeutiques)¹.

Ces données procurent des renseignements sur l'utilisation des services médicaux de la population québécoise pour l'année mentionnée plus haut, de même que sur les caractéristiques socio-économiques et démographiques du secteur de dénombrement du bénéficiaire pour cette même période.

Il s'agit d'un échantillon aléatoire de 11 138 individus (5 489 hommes et 5 649 femmes) et de ce nombre 8 608 se sont révélés des utilisateurs effectifs durant l'année retenue. De plus, dans les cas des personnes de moins d'un an et de celles âgées de 65 ans ou plus, l'échantillon perd toute représentativité au niveau de la relation âge-sexe-région par rapport à l'ensemble de la province du Québec.

Le modèle dont s'est servi Hung (1981) avait la forme présentée ci-bas :

$$(6.1) \quad m = a_0 + a_1 RE + a_2 CA + a_3 FAM + a_4 MG + u$$

¹Mise en garde ; Hung (1981), comme les autres auteurs dont nous citons ici les résultats, considère le service médical dans un sens global, abstraction étant ainsi faite du lieu de production. Dans cette seconde partie de notre mémoire, l'appellation service médical comprend donc implicitement les services fournis au cabinet du médecin et en institution hospitalière.

où m est la quantité de services par bénéficiaires, laquelle est approximée par le paiement total en dollars versé aux médecins par la R.A.M.Q., RE est formée de six classes de revenu¹, CA de six groupes d'âge (pour les deux sexes), FAM de diverses tailles et structures familiales, et MG de cinq types de concentration géographique.

Or l'auteur montre à partir du modèle (6.1) que l'âge et le revenu sont les plus importants déterminants de l'utilisation des services médicaux, avec des accroissements $\Delta R^2/R^2$ respectifs de 67,3% (42,6% pour le sexe féminin et 24,7% pour le sexe masculin) et de 22,6%². La première estimation était prévisible dans une certaine mesure puisqu'il se forme un lien facilement observable entre l'état de santé et l'âge.

Quant à la variable revenu, soit celle qui nous intéresse de manière particulière, nous constatons que les écarts de consommation entre les catégories de revenu sont significatifs à des degrés de confiance élevés, bien que variables. Ces différences ont été obtenus en comparant la consommation des individus ayant un revenu $R1$ (revenu $\leq 2\ 000$) avec celle des autres sujets bénéficiant d'un revenu $R2$ ($2\ 000 < RE \leq 5\ 000$), $R3$ ($5\ 000 < RE \leq 8\ 000$), $R4$ ($8\ 000 < RE \leq 12\ 000$), $R5$ ($12\ 000 < RE \leq 15\ 000$) ou $R6$ ($RE < 15\ 000$), puis en confrontant l'utilisation de la classe $R2$ avec les autres catégories, et ainsi de suite jusqu'au niveau $R6$.

¹Il s'agit du revenu individuel pour les personnes âgées de 21 ans ou plus ou celles ayant moins de 21 ans mais occupant un emploi régulier. Le revenu familial est retenu pour les individus âgés de moins de 21 ans et ne possédant pas d'emploi régulier.

² R^2 étant le coefficient de détermination de la droite de régression donnée par (6.1), ces pourcentages ($\Delta R^2/R^2$) donnent l'importance relative de chacune de ces variables dans la détermination du niveau d'utilisation des services médicaux.

Ces comparaisons ont permis de calculer des valeurs pour effectuer des tests t-Student. Ces valeurs sont décrites par le tableau suivant. A chacune des valeurs de la première colonne correspond un écart d'utilisation (en dollars) entre R1 et un autre groupe de revenu, et chacun de ces écarts est statistiquement significatif à 99%.

Tableau 13

Test t-Student de l'incidence différentielle du revenu sur l'utilisation des services médicaux (R.A.M.Q., 1971)¹

Variables	RE1	RE2	RE3	RE4	RE5
RE2	3,883				
RE3	3,608	0,845			
RE4	4,078	2,011	1,590		
RE5	2,643	1,268	1,006	0,257	
RE6	3,093	1,862	1,637	0,934	0,562

¹Hung (1981), p. 26, tableau 2.

Mise à part l'utilisation des individus ayant un revenu inférieur à 1 000\$, soit la consommation suscitée principalement par les personnes âgées et les malades chroniques, il apparaît très clairement que la consommation s'accroît quand le revenu du bénéficiaire augmente.

Tableau 14

Dépenses moyennes pour les services médicaux selon
le revenu (R.A.M.Q., 1971)

Classes de revenu	Dépenses moyennes
RE \leq 1 000	80,03\$
1 000 < RE \leq 2 000	57,60\$
2 000 < RE \leq 8 000	De 79,56 à 82,62\$
8 000 < RE \leq 15 000	92,000\$
Plus de 15 000	_a

^a Les dépenses moyennes de cette classe ne sont pas statistiquement différentes de celles du groupe précédent.

Si l'on pose

$$(6.2) \quad m = m(\gamma, Y, HS)$$

comme la fonction de demande pour les services médicaux où $\gamma = C + \theta(Y)$ (C = coût de transaction (frais de déplacement) et $\theta(Y)$ = coût d'opportunité en termes monétaires de consommer ces services), Y, le revenu du bénéficiaire, et HS, l'état de santé de celui-ci, alors :

$$(6.3) \quad dm/dY = \partial m/\partial \gamma \cdot \partial \gamma/\partial \theta(Y) \cdot \partial \theta/\partial Y + \partial m/\partial Y$$

et constitue l'effet total du revenu¹.

¹Notons que le coût total sans assurance serait $P + C + \theta(Y)$ où P équivaudrait au prix du service fourni.

Or sachant que $\partial m/\partial \gamma < 0$, que $\partial \gamma/\partial \theta = 1$, que l'expression $\partial \theta/\partial Y < 0$ à partir d'un certain niveau de revenu¹ et que $\partial m/\partial Y > 0$ (le service médical étant généralement un bien supérieur), il est permis de postuler que $dm/dY > 0$ et que cet effet est renforcé par le changement de signe de $\theta'(Y)$.

Cette approche théorique de la demande des services médicaux (Hung 1981) peut expliquer le lien positif qui s'établit entre m et Y . De plus, la variable C prend une valeur plus faible dans les grands centres urbains car les frais de déplacement y sont moins élevés. Or les individus à haut revenu, généralement des cadres ou autres professionnels du secteur tertiaire, habitent surtout ces sites².

La taille de la famille, pour sa part, explique peu le niveau d'utilisation des services médicaux ($\Delta R^2/R^2 = 7\%$) quoiqu'elle permette de percevoir des impacts dus à la moins grande disponibilité des parents.

Le type de concentration géographique, quant à lui, ne montre pas d'apport concluant à l'explication du niveau atteint concernant la consommation de ce type de service, bien que son coefficient soit statistiquement significatif.

Manga (1978) a conduit aussi une recherche sur les déterminants de l'utilisation des services médicaux sous un régime de pleine assurance,

¹Par exemple, ce sont surtout les classes supérieures qui profitent de congés de maladie.

²Manga (1978) a montré cependant que les effets de la localisation et du temps de déplacement du bénéficiaire sur l'utilisation des services médicaux ne sont pas significatifs. Nous verrons plus loin que Hung (1981) conclut de même.

en l'occurrence le Programme d'assurance-santé d'Ontario (Ontario Health Insurance Program). Celle-ci lie l'utilisation sur une base familiale (en dollars) à certaines caractéristiques socio-économiques et démographiques des assurés, tout comme Hung (1981).

En ce qui a trait à l'influence du revenu, les résultats vont dans le même sens que ceux de l'étude précédente. Par contre, contrairement à Hung (1981), les différences entre les classes de revenu ne sont aucunement significatives. Aussi le revenu n'occupe pas une place de même prépondérance dans la détermination de l'utilisation, les quatre plus importants étant dans l'ordre : la taille de la famille, le statut occupationnel du chef de famille, l'éducation de l'épouse et l'âge du chef de famille.

Cette étude comporte toutefois plusieurs interactions entre les variables (revenu, statut occupationnel et éducation). Par ailleurs, Manga (1978) appuie Hung (1981) lorsqu'il démontre que la consommation croît avec l'âge, et ce plus rapidement chez le sujet masculin.

D'autre part, Boulet et Henderson (1979), à l'échelle du Canada, par leurs estimations des bénéfices retirés par les différentes strates de revenu, montrent que les individus des catégories (quintiles) inférieur(e)s consomment en proportion plus que les autres catégories. Le tableau 15 met en relief une plus grande disparité à la faveur des bas revenus, en ce qui a trait à l'assurance-hospitalisation.

Tableau 15¹

Répartition des bénéfices de santé versés par les régimes d'assurance-maladie et d'assurance-hospitalisation aux individus suivant le niveau de leur revenu total familial (Canada, 1974)

Bénéfices versés par :	Quintile ^a					Total (%)
	Premier (%)	Deuxième (%)	Troisième (%)	Quatrième (%)	Cinquième (%)	
Le régime d'assurance-maladie	25,2	20,3	18,7	19,0	16,9	100,0
Le régime d'assurance-hospitalisation	33,1	23,9	17,2	13,4	12,4	100,0
Les deux régimes	30,5	22,7	17,7	15,2	13,9	100,0

¹Boulet (1978), p. 25, tableau 1.

^aLes individus sont regroupés en cinq quintiles, chacun représentant 20% du total. Le premier quintile regroupe les individus dont le revenu total familial est le plus faible, alors que le cinquième regroupe ceux dont il est le plus élevé.

Ces résultats ont été dégagés de simples compilations statistiques, et de ce fait, les auteurs ne contrôlent pas l'effet d'aucune variable socio-économique. Il va de soi que ces évaluations sont moins crédibles que celles des études présentées plus haut. Par contre, nous verrons dans le prochain chapitre que la recherche de Boulet et Henderson (1979) revêt un caractère intéressant à propos du financement, au niveau canadien, des régimes d'assurance-maladie et d'assurance-hospitalisation d'après les mêmes classes de revenu définies dans le tableau 15.

La recherche de Beck et Horne (1976) estime également que l'utilisation moyenne des services médicaux par unité familiale. Elle établit une relation positive entre le revenu et l'utilisation moyenne.

A l'exception des visites à l'hôpital, cette relation subsiste pour tous les types de services médicaux et montre une stabilité temporelle. Plus précisément, à chaque passage d'une classe donnée de revenu à une classe supérieure, la consommation de services médicaux augmente.

L'étude de Beck et Horne (1976) au même titre que celle de Enterline et al. (1973b), ne contrôle pas la taille de la famille, l'âge et le sexe. Il faut d'ailleurs souligner que cette dernière étude rapporte des résultats qui concordent peu avec les estimations des études précédemment énumérées.

La moindre grande fiabilité des estimations de cette étude et la prise en compte de certains facteurs de contrôle par Hung (1981), Manga

(1978), ainsi que Beck et Horne (1976) nous porte à croire que ces recherches sont beaucoup plus crédibles et que par conséquent, l'utilisation varie positivement avec le revenu.

Beck (1973) observe graphiquement, sans contrôle économétrique, que les individus à faible revenu (0\$ - 4 999\$), malgré qu'une contrainte financière soit levée par la mise en oeuvre d'un régime d'assurance médicale (Saskatchewan's Medical Care Insurance Plan) depuis 1963, consomment moins que les sujets des classes supérieures.

Certaines caractéristiques de nature socio-économique, telles l'éducation et le statut culturel, constituent vraisemblablement des facteurs qui peuvent contrer l'impact redistributif sur le revenu d'un régime d'assurance de ce genre.

Les tableaux de Beck (1973) suggèrent que les pauvres ont beaucoup accru leur utilisation à partir de 1963. Cette forte croissance que fait ressortir l'article en question a eu lieu lors de la période 1963-68. Après cet intervalle, les faibles revenus, sous un angle global, usent moins de services médicaux. Mais, de façon particulière, depuis la date de l'entrée en vigueur du régime, les pauvres montrent une tendance générale à la hausse pour le nombre de visites rendues aux omnipraticiens.

L'auteur constate également cependant que les individus des classes élevées de revenu consomment toujours plus que les gens dont les revenus sont plus bas. Ici la disparité est partiellement effacée grâce à un

taux d'accessibilité (rapport du nombre de familles ayant utilisées des services médicaux sur le nombre total de familles, pour une même classe de revenu) qui augmente plus rapidement chez les bas revenus, suite à l'introduction du régime.

Quant à savoir si ces résultats sont crédibles, il faut remarquer que Beck (1973) n'exerce aucun contrôle économétrique sur les variables déterminant le niveau de consommation.

D'autre part, les données ayant servi à l'ébauche de l'analyse graphique émanent d'un interview faisant référence aux visites réalisées lors des deux semaines précédant la date de l'entrevue. Les résultats obtenus ont été ensuite reportés sur une période d'un an. Cette façon de faire ignore les effets saisonniers souvent observés dans la tendance du niveau de consommation des services médicaux.

Cette étude comporte ainsi deux aspects méthodologiques qui remettent en question les estimations qu'elle contient.

Siemiatycki et Richardson (1980) ont effectué en novembre 1974, pour la région de Montréal, une recherche dont l'objectif était d'évaluer la consommation des services médicaux faites par les diverses classes de revenu.

Ils ont en fait distingué trois niveaux de revenu : bas, moyen et élevé. Les proportions respectives sont de 20, 60 et 20% et les points d'inflexion égalent 7 800\$ et 13 000\$. 1 600 ménages ont été déterminés

aléatoirement à partir de circonscriptions électorales. L'échantillon reproduit sensiblement la distribution âge-sexe-langue (francophone-anglophone)-revenu familial de la région métropolitaine. Ces sujets ont été invités à répondre aux questions d'un formulaire portant sur les maladies, les symptômes et la consommation de services médicaux qui les concernent.

Pour procéder aux comparaisons inter-groupes, quant au revenu, les auteurs maintiennent constante l'influence de l'âge et du sexe sur l'utilisation¹.

La période d'étude correspondait à la dernière visite médicale, aux deux et quatre dernières semaines ainsi qu'aux douze derniers mois précédant l'entrevue, suivant le sujet d'intérêt soulevé par la question.

Mais un tel questionnaire pose un problème de fiabilité au niveau des données qu'il génère. D'une classe à l'autre, des différences socio-culturelles, par exemple, peuvent être à la source de biais, et de ce fait, les réponses pourront diverger de la réalité. Si pour certaines classes de revenu, un bon état de santé est peu revalorisé, il est possible qu'on accorde peu d'importance aux dates des rendez-vous médicaux. Par conséquent, celles-ci risquent plus dans ces circonstances d'être oubliées ou erronées.

¹Aucune indication n'est rapportée par l'étude au sujet du contrôle de l'âge et du sexe, nous présumons que les auteurs ont comparé l'utilisation d'individus de même âge et de même sexe mais dont le revenu est différent.

Une vérification auprès de la R.A.M.Q. a permis de valider en partie les données de l'enquête sur la consommation des services médicaux des sujets de l'échantillon. Toutefois les fiches informatisées de cet organisme ne décrivent pas toutes les visites de chacun des patients, ceux-ci étant souvent mal identifiés.

Les statistiques de la R.A.M.Q. montrent que 26% des individus de l'échantillon n'ont pas déclaré avoir vu un médecin alors qu'au moins une visite avait eu lieu, et ce pour la période de deux semaines antérieures à la date de l'enquête. Malgré tout, par référence aux classes de revenu, ce rapport est de 28, 26 et 25% (basse, moyenne et supérieure). Le biais semble donc jouer à peu de chose près dans les mêmes proportions pour les trois groupes en présence. Mais cette constatation n'est valable que pour le nombre de visites et dépend du caractère imprécis de la vérification qui fut faite à l'aide des dossiers disponibles à la R.A.M.Q.

En ce qui a trait aux maladies déclarées, la perception possiblement différente des individus de ces trois catégories implique qu'il est très probable qu'il y ait biais sur ce point. Les maladies signalées ne constituent pas de l'avis de ces chercheurs, une variable contrôlant l'état de santé individuel.

En définitive, il ressort de cette étude que le pourcentage des individus avouant avoir vu un médecin au cours des douze mois de référence s'accroît avec le revenu, tandis que le pourcentage de sujets déclarant que

leur(s) visite(s) a engendré une consommation de services auxiliaires varie inversement avec le niveau de revenu. Ces deux résultats sont statistiquement significatifs.

Il apparaît donc que la perception de l'état de santé se modifie suivant la classe de revenu et que la fréquence régulière (non concentrée) des visites médicales est surtout une caractéristique des mieux nantis.

CHAPITRE VII

Financement versus utilisation

Hung (1981) souligne que la participation monétaire des divers types de salariés au financement de la R.A.M.Q. représente le second volet important de l'impact redistributif.

La distribution de ce fardeau fiscal particulier selon le revenu est représentée par le tableau 16. Or en scrutant la séquence de contribution totale, on constate que les très bas salariés, c'est-à-dire ceux dont le revenu est inférieur à 8 000\$, contribuent relativement moins que ce que permet leur capacité financière, ce pouvoir de financer correspondant à la proportion du revenu global que les classes en-deçà du niveau 8 000\$ accaparent.

Les individus des strates de revenu se situant entre 8 000\$ et 15 000\$ ou plus financent le régime de façon excessive. Globalement, ces individus représentent 12,74% de la population et détiennent 47,69% du revenu alors que la proportion de l'ensemble de leur contribution s'élève à 63,03%.

Il y a donc lieu de s'interroger sur le caractère régressif ou progressif de ce type de taxation. En prenant connaissance du tableau 17, on remarquera que l'élasticité de la cotisation (EC) au Québec est supérieure à 1 pour chacune des classes de revenu sauf dans le cas de la dernière catégorie, d'où le qualificatif progressive accolé à ce type de cotisation.

Tableau 16¹

Distribution du fardeau fiscal dans le financement
de la R.A.M.Q. (1971) selon les classes de revenu

Classe de revenu	Population		Revenu		Cotisation au Québec		Contribution du Fédéral		Contribution totale	
	% cumulatif	% cumulatif	% cumulatif	% cumulatif	% cumulatif	% cumulatif	% cumulatif	% cumulatif	% cumulatif	% cumulatif
0	28,81	28,81	0	0	0	0	0	0	0	0
< 2 000	21,72	50,53	0,17	0,17	0,05	0,05	1,86	1,86	0,86	0,86
2 000 - 3 000	6,77	57,30	5,43	5,60	1,45	1,50	2,10	3,96	1,73	2,59
3 000 - 4 000	6,78	64,08	6,99	12,59	4,66	6,16	3,38	7,34	4,09	6,68
4 000 - 5 000	6,72	70,80	8,87	21,46	6,05	12,21	4,41	11,75	5,31	11,99
5 000 - 6 000	6,36	77,16	10,26	31,72	8,28	20,49	6,03	17,78	7,28	19,27
6 000 - 7 000	5,53	82,69	10,56	42,28	9,13	29,62	7,47	25,25	8,38	27,65
7 000 - 8 000	4,56	87,25	10,03	52,31	9,74	39,36	8,82	34,07	9,33	36,98
8 000 - 9 000	3,42	90,67	8,47	60,78	9,33	48,69	7,99	42,06	8,74	45,72
9 000 - 10 000	2,32	92,99	6,48	67,26	8,71	57,40	6,01	48,07	7,51	53,23
10 000 - 12 000	2,91	95,90	9,34	76,60	13,55	70,95	12,72	60,79	13,19	66,42
12 000 - 15 000	1,87	97,77	7,27	83,87	12,23	83,18	12,43	73,22	12,33	78,75
15 000 et plus	2,22	99,99	16,13	100,00	16,83	100,01	26,76	99,98	21,26	100,00

¹Hung (1981), p. 55, tableau 3.

Tableau 17¹

Elasticité de la cotisation au Québec et de la contribution totale (R.A.M.Q., 1971)

Classe de revenu RE	Nombre de personnes		Revenu moyen Y	Cotisations du Québec per capita		Contribution totale per capita CT	Cotisation moyenne		Contribution moyenne	Cotisation	Contribution marginale	EC ^a	ECT ^b
	PERS			C									
0	1 222	315	0	0	0	0	0	0	0				
< 2 000	921	485	26,49	0	3,23	3,23	0	0,1219	0	0,1219	0	-	1,000
2 000 - 3 000	287	130	2734,10	10,06	21,75	21,75	0,0036	0,0079	0,0037	0,0068	1,027	0,861	
3 000 - 4 000	287	595	3511,53	32,30	51,08	51,08	0,0092	0,0145	0,0286	0,0377	3,109	2,600	
4 000 - 5 000	284	970	4498,63	42,33	67,05	67,05	0,0094	0,0149	0,0102	0,0162	1,085	1,087	
5 000 - 6 000	269	605	5495,19	61,22	96,96	96,96	0,0111	0,0176	0,0189	0,0300	1,703	1,704	
6 000 - 7 000	234	730	6497,39	77,54	128,39	128,39	0,0112	0,0197	0,0163	0,0314	1,455	1,594	
7 000 - 8 000	193	320	7491,57	100,44	173,34	173,34	0,0134	0,0231	0,0230	0,0452	1,716	1,956	
8 000 - 9 000	145	260	8488,96	128,22	216,07	216,07	0,0151	0,0254	0,0279	0,0428	1,847	1,685	
9 000 - 10 000	98	625	9481,22	176,10	273,07	273,07	0,0186	0,0288	0,0483	0,0574	2,596	1,993	
10 000 - 12 000	123	565	10922,83	218,60	383,10	383,10	0,0200	0,0351	0,0295	0,0694	1,475	1,980	
12 000 et plus	173	590	19487,00	333,88	694,71	694,71	0,0171	0,0364	0,0135	0,0356	0,789	0,998	

¹Hung (1981), p. 58, tableau 4.^aEC : Elasticité de cotisation au Québec.^bECT : Elasticité de la contribution totale.

L'élasticité de la contribution totale (ETC) tient compte pour sa part de la taxation fédérale et elle est inférieure à l'unité. Donc cette taxation est particulièrement régressive pour la tranche de revenu de 2 000\$ à 3 000\$ de même que pour les revenus supérieurs à 12 000\$.

Au niveau canadien, Boulet et Henderson (1979) obtiennent des résultats sensiblement similaires face au financement de l'assurance-maladie. Dans cette étude, le revenu représente celui de l'unité familiale. De plus, chaque quintile (tableau 18) comprend un nombre égal d'individus, et les premier et dernier quintiles correspondent de manière respective au revenu total le plus faible et le plus élevé.

La similitude des résultats de cette étude avec ceux des recherches précédentes réside dans la sur-financement du troisième et du quatrième quintiles, car pour ces deux groupes, la contribution en fonction de la capacité à payer atteint respectivement 1,11 et 1,10. Tandis que cette variable est très réduite pour le premier quintile, soit 0,40.

A partir des déterminants de l'utilisation des services médicaux qui ont été mis en relief au début de cette seconde partie de notre mémoire, Hung (1981) estime la consommation de ces services selon l'âge, le sexe et la classe de revenu du bénéficiaire pour l'année 1971.

L'auteur évalue un bénéfice net en dollars (tableau 22) en déduisant la contribution totale (tableau 16) de l'utilisation effective (tableau 19) par bénéficiaire.

Tableau 18¹

Répartition des contributions aux régimes d'assurance-maladie et d'assurance-hospitalisation suivant le revenu total des familles économiques (Canada, 1974)^a

Contribution	Quintile ^a					Total
	Premier (%)	Deuxième (%)	Troisième (%)	Quatrième (%)	Cinquième (%)	
A l'assurance-maladie ^b	1,6	9,8	19,7	27,5	41,4	100,0
A l'assurance-hospitalisation ^c	0,3	5,2	14,1	24,1	56,3	100,0
Aux deux régimes	1,0	7,9	17,4	26,1	47,6	100,0
Distribution du revenu total	4,0	10,9	17,7	24,9	42,5	100,0
Contribution en fonction de la capacité de payer	0,25	0,72	0,98	1,05	1,12	1,0
Contribution en fonction de la capacité de payer (assurance-maladie)	0,40	0,90	1,11	1,10	0,97	1,0

¹Boulet (1978), p. 26, tableau 2.

^aLes seules contributions retenues sont celles provenant des primes et de l'impôt sur le revenu des particuliers. Les calculs sont basés sur la tranche de revenu de la famille et sur les caractéristiques de cette dernière que l'on peut tirer de l'enquête de 1975 sur les finances des consommateurs de Statistique Canada.

^bContributions via les primes et les impôts (fédéraux et provinciaux) sur le revenu des particuliers, selon la province.

^cContributions via les impôts (fédéraux et provinciaux) sur le revenu des particuliers.

Aussi, en multipliant l'utilisation effective par les taux de participation selon l'âge, le sexe et le revenu (tableau 20), Hung (1981) obtient un produit identifié à l'utilisation moyenne attendue (tableau 21) des services médicaux pour chaque assuré.

Le taux de participation se définit ici comme le rapport entre les bénéficiaires effectifs et les personnes couvertes par le régime d'assurance-maladie en vigueur. Il peut aussi être interprété comme la probabilité que l'individu assuré ait recours aux services médicaux.

Compte tenu maintenant de ces niveaux de consommation par sexe et par classe d'âge et de revenu, et de la contribution totale desdites catégories, il est possible de mesurer l'impact redistributif à partir du bénéfice net moyen attendu (tableau 23). Cette expression résulte de la différence en dollars entre l'utilisation moyenne attendue des services médicaux et la contribution totale.

A la lumière de ces estimations, il apparaît que le bénéfice net moyen décroît avec l'accroissement du revenu, et ce, indépendamment du sexe et de l'âge. Les bénéfices positifs concernent les revenus inférieurs à 5 000\$, à l'exception des hommes se situant dans l'intervalle 21-35 ans et disposant d'un revenu de la tranche 2 000\$-4 999\$, dont le bénéfice net moyen n'équivaut qu'à -3,08\$.

En fait, l'ensemble des sujets gagnant moins de 5 000\$ forme près de 71% de la population, dispose de 21,46% du revenu et contribue dans une proportion de 12% au financement.

Tableau 19¹

Utilisation des services médicaux par bénéficiaire selon l'âge, le sexe et la classe de revenu (R.A.M.Q., 1971) en \$ 1971

Classe de revenu	Age		Sexe : Masculin						Sexe : Féminin									
	0-15	15-21	21-35	35-50	50-65	65 et +	0-15	15-21	21-35	35-50	50-65	65 et +	0-15	15-21	21-35	35-50	50-65	65 et +
< 2 000	45,29	40,68	35,02	61,78	76,84	131,31	39,14	68,43	79,77	72,77	78,76	94,75	45,29	40,68	35,02	61,78	76,84	131,31
2 000 - 4 999	62,41	57,80	52,14	78,90	89,96	148,43	56,26	85,55	96,89	89,89	95,88	111,87	62,41	57,80	52,14	78,90	89,96	148,43
5 000 - 7 999	65,49	60,88	55,22	81,98	97,04	151,51	59,34	88,63	99,97	92,97	98,96	114,95	65,49	60,88	55,22	81,98	97,04	151,51
8 000 - 11 999	73,31	68,70	63,04	89,80	104,86	159,33	67,16	96,45	107,79	100,79	106,78	122,77	73,31	68,70	63,04	89,80	104,86	159,33
12 000 - 14 999	76,18	71,57	65,91	92,67	107,73	162,20	70,03	99,32	110,66	103,66	109,65	125,64	76,18	71,57	65,91	92,67	107,73	162,20
15 000 et plus	84,95	80,34	74,68	101,44	116,50	170,97	78,80	108,09	119,43	112,43	118,42	134,41	84,95	80,34	74,68	101,44	116,50	170,97

¹Hung (1981), p. 62, tableau 5.

Tableau 20¹

Taux de participation à l'utilisation des
services médicaux (R.A.M.Q., 1971)

Classe de revenu	<15 ans	Femme	Homme	Femme	Homme
		>15 ans <65 ans	>15 ans <65 ans	>65 ans	>65 ans
< 2 000	71,9	85,2	66,7	85,4	100,0
2 000 - 4 999	61,7	85,3	72,8	82,6	83,1
5 000 - 7 999	69,8	74,7	74,4	83,4	75,2
8 000 - 11 999	75,2	94,1	70,3	94,1	72,3
12 000 - 14 999	80,9	100,0	67,9	100,0	100,0
15 000 et plus	86,2	100,0	90,5	100,0	100,0

¹Hung (1981), p. 63, tableau 6.

Tableau 21¹

Utilisation moyenne attendue des services médicaux, en \$, par personne inscrite à la R.A.M.Q.
(1971) selon l'âge, le sexe et la classe de revenu

Classe de revenu	Age		Sexe : Masculin						Sexe : Féminin					
	0-15	15-21	21-35	35-50	50-65	65 et +	0-15	15-21	21-35	35-50	50-65	65 et +		
< 2 000	32,57	27,13	23,48	41,20	51,25	131,31	28,14	58,30	67,97	68,00	67,10	80,92		
2 000 - 4 999	38,50	42,07	37,96	57,44	65,49	123,35	34,71	72,89	82,65	76,68	81,79	92,40		
5 000 - 7 999	45,71	45,30	41,10	61,00	72,26	114,00	41,40	66,20	74,68	69,45	73,92	95,87		
8 000 - 11 999	55,13	48,29	44,57	63,00	73,72	115,18	50,50	90,70	101,43	94,84	100,48	115,53		
12 000 - 14 999	61,63	48,59	44,76	62,92	73,15	162,20	56,65	99,32	110,66	103,65	109,65	125,64		
15 000 et plus	73,23	72,71	67,59	91,41	105,43	170,97	67,93	108,09	119,43	112,43	118,42	134,41		

¹Hung (1981), p. 64, tableau 7.

Tableau 22¹

Impact redistributif au niveau individuel-Bénéfice net en \$
par personne inscrite à la R.A.M.Q. (1971)
selon le sexe et la classe de revenu

Classe de revenu	Sexe : Masculin		Sexe : Féminin	
	Min/21-35	Max/65 +	Min/15-21	Max/65 +
< 2 000	33,75	129,90	67,03	93,25
2 000 - 4 999	6,99	103,28	210,40	66,65
5 000 - 7 999	-67,12	23,51	-39,37	-13,05
8 000 - 11 999	-221,30	-130,70	-190,68	-167,30
12 000 - 14 999	-290,23	-199,60	-253,70	-236,10
15 000 et plus	-733,06	-642,43	-705,30	-678,90

¹Hung (1981), p. 67, tableau 8.

Tableau 23¹

Impact redistributif au niveau individuel-Bénéfice net moyen
attendu en \$ par personne inscrite à la R.A.M.Q. (1971)
selon le sexe et la classe de revenu

Classe de revenu	Sexe : Masculin		Sexe : Féminin	
	Min/21-35	Max/65 +	Min/15-21	Max/65 +
< 2 000	25,68	129,86	56,85	79,47
2 000 - 4 999	-3,08	78,20	27,74	47,30
5 000 - 7 999	-123,70	-14,00	-61,80	-32,13
8 000 - 11 999	-241,71	-174,82	-199,30	-174,47
12 000 - 14 999	-312,21	-199,60	-262,40	-236,16
15 000 et plus	-740,69	-642,43	-705,31	-678,99

¹Hung (1981), p. 68, tableau 9.

Ainsi l'utilisation s'accroît avec le revenu alors que les bénéfices nets moyens attendus suivent une tendance tout à fait opposée. En d'autres termes, le niveau de consommation des individus à faible revenu est plus bas que celui des mieux nantis lorsque des facteurs de contrôle (âge, sexe, taille de la famille) sont introduits. Par contre, leur utilisation est subventionnée en grande partie par les individus de la classe moyenne (8 000\$-12 000\$).

Il est à noter toutefois que les écarts dans les dépenses devraient s'accroître si ces estimations étaient faites en contrôlant l'état de santé individuel¹.

Une consultation du tableau 26 montrera que les bénéfiques nets respectent l'ensemble des résultats mis en évidence par le calcul des bénéfices nets moyens attendus.

Par ailleurs, Falise et Saily (1978) ont étudié, pour le cas de la France, le rôle de l'assurance-maladie dans la distribution du revenu. Comme Hung (1981), ils observent un phénomène redistributif : règle générale, plus le montant de cotisations est faible, plus le montant de prestations reçues est élevé.

¹Il est possible que les individus à haut revenu consultent des médecins qui ne font pas partie du groupe médical à l'emploi de l'Etat. Par exemple, au Québec, le statut de non-adhérent confère aux médecins qui s'en prévalent, le droit de fixer eux-mêmes leurs tarifs. Or si nous supposons que ce sont surtout les plus fortunés qui consultent ces derniers, parce que notamment le temps d'attente à leur cabinet serait plus court, les écarts de consommation entre les riches et les pauvres seraient sous-estimés.

Mentionnons au départ que le contexte d'assurance en France diffère de beaucoup de celui du Québec. Il existe en territoire français plus de douze régimes distincts d'importance variée. Etant donné la difficulté de prendre en compte tous ces régimes, les auteurs se sont bornés à considérer le plus déterminant en termes d'envergure, quant au nombre de bénéficiaires, soit le régime général des travailleurs salariés. A partir de ce dernier, les auteurs ont formé par tirage aléatoire un échantillon en préservant les diversités rencontrées sur le plan national.

Six régions de la France ont été jugées aptes à respecter ce critère. L'échantillon comprend 1 120 familles et la période d'observation concerne l'année 1973. Pour chaque famille, les individus cotisant au régime et couverts par ce dernier ont été identifiés, de manière à connaître le montant des prestations accordées (P) et des cotisations versées (C).

L'étude indique que les familles dont le revenu est inférieur à 30 000F bénéficient d'un facteur $(P - C)$ largement positif. Au-delà de ce niveau de revenu, le montant des cotisations surpasse celui des prestations. Pour la classe de revenu excédant 50 000F, $P - C = -3\,475,5F$.

On remarque également que le pourcentage des familles créditrices, dans chaque classe, s'accroît avec le revenu. Il y a donc transfert de revenu au profit des bas revenus. Il convient de soulever aussi que ces derniers consomment plus que les riches.

Falise et Saily (1978) concluent en fait que le phénomène de transfert intervient surtout lorsque l'on considère les deux extrêmes de revenu. Entre ces deux bornes, la redistribution du revenu est moins marquée.

De telles estimations se distinguent des évaluations de l'étude de Hung (1981) en montrant une redistribution plus accentuée du revenu. De fait, les individus à faible revenu sont ceux qui à la fois consomment le plus et contribuent le moins. A l'inverse de Hung (1981), les classes supérieures de cette recherche utilisent moins de services médicaux que les pauvres, que ce soit en termes de contribution ou de prestation. Mais cette différence n'est qu'apparente car les plus fortunés, selon les auteurs, sont très susceptibles de recourir à un second régime d'assurance.

Compte tenu de cette mise en relief des bénéfices retirés par les diverses couches de revenu, il convient dans un second pas de s'interroger sur les effets possibles d'un copaiement concernant l'aspect redistributif du régime d'assurance médicale de la R.A.M.Q. sur le revenu.

Le ticket modérateur constitue, de par sa propre définition, un mode de paiement qui frappe les citoyens, en l'occurrence les assurés de la R.A.M.Q., sans égard à leur revenu.

Cette hausse de prix de chacun des services médicaux vient donc s'ajouter aux cotisations déjà exigées par l'Etat. En effet, le montant du copaiement suppose pour chaque service fourni, une participation monétaire accrue de la part de l'utilisateur. Ainsi, pour un nombre de services utilisés x , avec un ticket modérateur par unité de y , le montant xy devra s'ajouter aux cotisations prélevées à la source.

On constate dès lors, si le but avoué est de recalculer les bénéfices nets, que le principal obstacle est de connaître la variation des coûts d'utilisation suite à l'introduction du copaiement, et ce, par classe de revenu, d'âge et de sexe.

Il serait sans doute justifié de recalculer les bénéfices nets par bénéficiaire, de préférence aux bénéfices nets moyens attendus par bénéficiaire, puisque les taux de participation servant à déterminer ces derniers auront été possiblement eux aussi altérés par l'application d'un ticket modérateur.

Malheureusement, le manque de données commandées par ce genre de vérification nous contraint à abandonner cet objectif empirique.

De plus, une baisse de l'utilisation, combinée à l'entrée de fonds supplémentaires permise par l'imposition d'un ticket modérateur, réduira le niveau absolu du financement requis de façon globale. Si la réduction des coûts, issue de la variation négative de la consommation, est effective, la contribution totale pourrait à la limite être abaissée dans la même proportion; que les sommes amassées grâce au copaiement soient ou non canalisées vers le financement du régime en question.

Si le niveau d'utilisation est réduit, la taxation pourrait être établie de manière moins régressive pour permettre notamment l'allègement du fardeau de la classe moyenne en ce domaine. Mais il s'agit d'une décision gouvernementale difficile à prédire à cet égard.

La taxation est de nature régressive pour la classe moyenne possiblement parce que l'Etat juge que le niveau absolu du financement des pauvres serait trop élevé autrement. Or une baisse des coûts, si on maintient le même niveau de contribution de cette dernière catégorie de revenu tout en abaissant le niveau de financement par les autres classes de revenu, permettrait de modifier le pourcentage de cotisation relativement au pourcentage du revenu national, et ce pour chaque classe, de façon à rendre cette taxe moins régressive¹.

Comme l'affectation des sommes perçues et épargnées est incertaine, nous ne pouvons donc anticipé ce qu'il adviendra de la répartition du financement lors d'une période ultérieure à l'introduction du copaiement. Une projection en termes de bénéfices nets ne pourrait ainsi tenir compte de cette possibilité. Néanmoins, il ressort qu'un ticket modérateur peut potentiellement rétablir l'équilibre du financement entre les diverses classes de revenu, compte tenu de leur capacité de payer.

L'imposition d'un ticket modérateur à caractère universel soulève un autre point de grande importance à savoir la pertinence de hausser le financement des gens de nature malade et/ou gravement atteint pendant une période limitée.

Un des principes de base sur lequel repose la justification de l'existence du régime d'assurance-maladie du Québec est la garantie de

¹Nous mettons de côté les montants versés en raison du paiement du ticket modérateur puisque c'est une taxe volontaire dans une certaine mesure. Nous montrons plus loin que l'on peut s'objecter à cette argumentation.

l'accès universel à l'utilisation des services médicaux. Par définition, un copaiement rétablit partiellement les barrières financières abaissées initialement par l'implantation de ce régime.

Donc, il apparaît qu'une mesure qui touchera probablement la couche de la population dont le degré et la fréquence de maladie est élevée, est en désaccord avec ce principe. En effet, dans l'éventualité où le ticket modérateur ne concernerait que les examens physiques, les assurés fréquemment malades et/ou gravement frappés par la maladie pour une période limitée, sont les plus susceptibles d'être pénalisés. Les traitements nécessitant un suivi médical sont requis par une chute appréciable du niveau de santé et sont administrés à des individus qui devront subir plusieurs examens physiques successifs.

Si les motivations premières qui ont donné naissance audit régime concernent la garantie d'une accessibilité universelle, la mesure envisagée va à l'encontre de ce principe. Si ce dernier est remis en question, la problématique est d'ordre social et politique et l'imposition d'un copaiement peut être alors justifiable. Nous traitons davantage de ce point dans la conclusion de notre mémoire.

Si l'on accepte ce contre-argument, le ticket modérateur doit être considéré comme une taxe obligatoire¹. Dans cette optique, ce paiement est ajouté aux cotisations perçues à la source. Le caractère régressif de la contribution est défini alors à partir de la variation de la consommation touchée par le copaiement et à l'aide des contributions versées directement à la R.A.M.Q.

¹A moins qu'il y ait abus de consommation.

Cette partie de notre mémoire nous aura aussi permis de mettre en lumière le rôle du revenu dans la consommation des services médicaux et l'importance des transferts de revenu par l'assurance universelle médicale. Conjuguées aux autres aspects théoriques et empiriques précédemment mis en relief au regard de l'instauration d'un ticket modérateur, ces constatations seront utiles pour nous prononcer sur les conséquences de cette mesure sur le respect du droit universel à la santé.

CONCLUSION

A. Revue des principaux résultats

Nous avons en premier lieu défini le cadre théorique qui procure une allocation Pareto-optimale des ressources sous l'assurance.

Cette mise en situation a servi de point de départ à l'analyse des problèmes d'information dans les marchés de l'assurance. Nous avons distingué trois types d'asymétrie d'information concernant la relation assureur-assuré : 1) la baisse des activités d'auto-protection, celles qui affectent la probabilité de réalisation de l'événement accident ou maladie, 2) la baisse du furetage, activité qui permet de manière potentielle de réduire le montant de la perte quand l'événement s'est réalisé, et 3) l'influence directe de l'assuré sur le niveau de la dépense, une fois que l'événement est survenu.

Notre attention a surtout porté sur la dernière forme de risque moral puisqu'elle est davantage rattachée au cas de l'assurance médicale et qu'elle décrit le risque moral prédominant dans le contexte québécois. Nous avons souligné que l'assuré consomme plus de services médicaux à mesure que la couverture d'assurance augmente. Ce comportement a été jugé rationnel d'un point de vue individuel bien que remis en question d'un angle social. En effet, le bien-être de la société encoure une perte due à la consommation résultant de l'asymétrie d'information dans la relation

assureur-assuré. Cette perte sociale ne découle pas de toute la hausse de la consommation permise par les modalités d'un contrat d'assurance car celui-ci suscite une réallocation efficace des ressources. Marshall (1976a, b) a apporté cette contribution et complété l'approche du risque moral de Pauly (1968). Ce dernier considère qu'un individu ayant carte blanche génère du risque moral car il consomme des unités de services médicaux en se référant à un prix marginal inférieur au coût marginal social, l'asymétrie d'information étant reconnue. Nous avons ajouté à cette discussion le cas où l'assuré peut mentir quant à son niveau réel de santé.

Une modification du partage des coûts s'offre à l'assureur comme une solution pouvant améliorer l'allocation des ressources. Une redéfinition des responsabilités monétaires peut prendre forme, d'une part en vertu d'une hausse de la coassurance (fraction de la dépense assumée par l'assuré), ou d'autre part grâce à l'application d'un régime de remboursements contingents, ou à l'introduction d'un ticket modérateur ou d'un déductible aux spécifications d'un régime prévalant déjà. Il peut s'agir aussi d'une augmentation du niveau de ces deux dernières mesures. Ces stratégies haussent le bien-être de la société mais ne procurent qu'une solution de second rang.

Nous avons ensuite passé en revue les études empiriques qui évaluent les variations de la consommation quand la couverture d'assurance est modifiée. La méthodologie de ces recherches a été critiquée de façon à estimer la qualité des calculs qu'elles rapportent. Nous avons particulièrement remis en question l'emploi d'un prix moyen comme estimation d'un

taux moyen de coassurance, à l'aide d'une analyse théorique et graphique prenant compte d'un déductible. Les problèmes d'échantillonnage de ces études ont également été scrutés.

Quelques-unes de ces études, dont Scitovsky et Snyder (1972) et Beck (1974) nous sont apparues très fiables et ont mis en évidence une plus forte réaction des individus à faible revenu face à une baisse uniforme de la couverture du coût des services médicaux. Par contre, aucune des études recensées ne nous fournit une estimation du risque moral. A cette fin, nous avons présenté graphiquement ce qui doit être estimé. En fait, pour déterminer une bonne mesure du risque moral, il s'avère indispensable de connaître le niveau d'utilisation en situation de parfaite information. C'est là un point de référence techniquement difficile à obtenir.

Cette étude du risque moral a débouché sur une définition de l'abus sous l'assurance. A l'aide de l'approche de Pauly (1979), nous avons établi qu'un service inutile est celui qui est consommé lorsque le bénéfice marginal privé retiré de ce service est inférieur au coût marginal social de le produire. De manière effective, une consommation abusive, telle que désignée, ne se réalise que s'il y a asymétrie d'information et assurance. D'où notre conclusion à l'effet que le risque moral et l'abus sont des phénomènes substitués de mauvaise allocation des ressources sous l'assurance.

Pour parvenir à cette constatation, nous avons présumé que le patient est parfaitement informé. De plus, notre analyse a été faite à partir

d'une fonction d'utilité individuelle indépendante des états de la nature (états de santé), en premier lieu, puis dépendante des états de la nature, dans un second temps. Notre définition est identique dans chacun des cas.

La prise en compte des externalités de consommation nous a incité à postuler que le gouvernement intervient pour garantir une utilisation minimale. Une fois ce plancher de consommation fixé, le choix d'un régime supplémentaire d'assurance nous ramène en début d'analyse.

L'hypothèse voulant que le malade soit complètement informé a été par la suite abandonnée afin de mettre en relief le comportement du médecin lorsque la couverture de son patient change.

Nous avons retenu la proposition de Dionne (1982b) à cet égard, dans laquelle le modèle principal (assureur) - agent (assuré) est modifié pour introduire le comportement du médecin : nous avons présenté un modèle à trois niveaux où il y a un principal (l'assureur), un intermédiaire (le médecin) et un agent (le patient assuré).

Ceci nous a permis de constater que sous certaines conditions liées à l'argumentation de sa fonction d'utilité, le médecin suscite aussi du risque moral étant donné, par ailleurs, l'asymétrie d'information dans les relations assureur-médecin et médecin-assuré. Sur les marchés des services médicaux, le médecin détient une information technique et scientifique, habituellement connue de façon complète que de lui seul. L'éthique professionnelle et le rôle social attribués au médecin peuvent, nous

l'avons vu, restreindre les possibilités de risque moral tout comme la notion de prestige.

La fraude et le risque moral propres aux actions posées par le corps médical sont également perçus dans ce cadre théorique comme des phénomènes de mauvaise répartition des ressources en situation d'assurance et d'asymétrie d'information. Ils sont identiques si l'effet du problème d'information véhiculé par la relation patient-médecin est isolé.

Une revue critique de la littérature empirique touchant la mesure statistique des changements d'attitude des médecins en raison d'une variation de la couverture d'assurance de leurs patients, nous a obligé à admettre qu'il n'existe pas pour le moment, du moins à notre connaissance, de bonne estimation du risque moral dû aux actions des médecins. Nous avons donc formulé une approche méthodologique où le comportement est partiellement "contrôlé" mais dont les coûts d'application cependant peuvent être substantiels.

Ainsi, puisque le risque moral ou l'abus, tant de la demande que de l'offre, n'est pas mesuré précisément, le succès de l'application d'un ticket modérateur à amenuiser l'envergure de ces phénomènes ne peut être prédit avec une certitude raisonnable.

Pour faire suite à cette discussion sur le risque moral, nous avons abordé l'étude de la consommation et du financement des régimes d'assurance médicale suivant les diverses catégories de revenu.

Nous avons soulevé, qu'au niveau canadien et québécois, les bénéficiaires à faible revenu consomment moins de services médicaux que les individus des classes supérieures de revenu, bien que les pauvres soient selon toute vraisemblance en plus mauvaise santé. En contrepartie, ils participent relativement moins au financement du régime d'assurance les concernant, que ceux disposant d'un revenu supérieur, compte tenu de la capacité de payer de chacun. Selon le critère des bénéfices nets, les pauvres représentent des bénéficiaires privilégiés.

Au niveau empirique, nous avons avancé que tout semble indiquer qu'un copaiement accroîtrait cette disparité dans l'utilisation des services médicaux faite par les différentes strates de revenu, et ce sur la base des résultats rapportés précédemment dans notre mémoire. Nous soutenons de plus qu'un ticket modérateur pénalise les malades et viole le principe de l'accès universel à l'utilisation des services médicaux, lequel principe a suscité la mise en place du régime d'assurance-maladie du Québec.

B. Impacts de l'imposition d'un ticket modérateur sur le respect du droit universel à la santé

Cette section rend compte de la conclusion que nous inférons des résultats des chapitres précédents relativement au respect du droit universel à la santé.

Préalablement au déroulement de cette discussion, nous définissons ce que signifie pour nous l'expression "droit universel à la santé". Dans le débat portant sur l'application possible d'un ticket modérateur,

le concept du droit universel à la santé a été souvent évoqué. Nous voulons profiter du résumé des résultats ayant trait à ce point d'intérêt pour procéder à une mise au point.

Dans notre perspective de recherche, le principe d'universalité du droit à la santé n'est pas à notre avis une expression appropriée dans la mesure où nous sommes davantage préoccupé par le secteur médical.

La santé telle que désignée par l'Organisation Mondiale de la Santé (O.M.S) impose un caractère très large au principe d'accès universel. Selon l'O.M.S., la santé correspond à un état de bien-être physique, mental et social. Aussi, tout être humain doit y accéder, car pour cet organisme, c'est un droit fondamental. Etant donné notre objectif d'étude, cette définition confère à la santé une signification trop évasive.

En effet, la prise en compte de l'opinion de l'O.M.S. exigerait de notre part, pour la présente discussion, de se référer au principe d'accès universel qui concernerait l'utilisation du système global de production des services de santé.

Ce système tente par définition de pallier en plus à des problèmes beaucoup plus généraux que ceux qui sont touchés ordinairement par les services médicaux dont nous avons traité antérieurement. Le système de production des services médicaux génère des activités (strictement médicales) de prévention, de cure et de réadaptation. Tandis que le système de santé tente en surplus de remédier à des facteurs problématiques liés à

l'environnement et aux habitudes de vie, notamment. Il faut en fait percevoir le système médical (restauration) comme un sous-système du système global des services de santé.

Cette mise au point montre que la production et l'utilisation des services médicaux est un cas particulier du système des services de santé, donc que d'une part, ces deux types de service ne sont pas identiques, et que d'autre part, l'accessibilité universelle à la santé est un concept trop vague. Dans la perspective où les participants au débat se réfèrent à cette définition, nous préférons une autre désignation de l'accessibilité universelle.

Aussi, une approche retenant une analyse des impacts d'un ticket modérateur concernant la santé dans un sens large, déborde de notre cadre de recherche et du sujet d'intérêt soulevé, si le copaiement touche en particulier le secteur médical.

Nous limitons par conséquent notre discussion à l'accès universel à l'utilisation des services médicaux, ce que garantit en principe la R.A.M.Q.¹.

A la lumière de l'étude que nous avons menée, il ressort qu'à des prix uniformes pour chacun des individus et à des variations identiques de couverture, les sujets des échantillons dont le revenu est le plus faible sont plus affectés par une baisse de couverture.

¹En introduction à notre recherche, nous avons souligné les modalités d'accès à ce régime. Par ailleurs, si le droit universel aux services médicaux n'est pas respecté, cela correspondra à une violation du droit universel à la santé. Notre démarche nous conduira indirectement à prendre en considération cet aspect.

Citons à titre d'exemple récapitulatif, la baisse de 52% dans le nombre d'examens physiques annuels pour le personnel non-professionnel de l'Université Stanford et la diminution d'environ 22% pour les employés professionnels. Cet écart dans les impacts n'a pas été testé statistiquement mais le fait que le nombre d'examens de ce genre était initialement le plus bas chez les individus du premier groupe peut cacher des conséquences graves. Ces estimations de Scitovsky et Snyder (1972) faisaient suite à une décision de la clinique universitaire de majorer le taux de coassurance de 0 à 25%.

Rappelons également la baisse globale de 18% dans la consommation des services médicaux chez les pauvres de la Saskatchewan comparativement à un fléchissement de 7% pour l'ensemble de la population de cette même province (Beck 1974). Ces impacts sont significatifs et émanent de l'application de copaiements de 1,50\$ et 2,00\$. L'étude de Newhouse et al. (1981), avec moins de fiabilité toutefois, propose des conséquences du même ordre.

De plus, Hung (1981) ainsi que Siemiatycki et Richardson (1980) montrent, pour le cas du Québec, que les bénéficiaires à faible revenu consomment moins que les classes de revenu qui leur sont supérieures. Concernant la recherche de Hung (1981), de façon significative, à mesure que le revenu augmente la consommation s'accroît. C'est un constat déterminant qui complète pertinemment les estimations soulevées dans la première partie de notre mémoire.

Ainsi, les résultats de cette recherche démontrent que même lorsque les services médicaux sont à la portée de tous, c'est-à-dire que les prix exigés au point d'utilisation sont nuls, le niveau d'utilisation laisse voir des disparités d'une strate de revenu à l'autre. C'est un fait d'autant plus important que cette étude ne contrôle pas l'état de santé individuel. En effet, il est probable que le niveau de santé est plus bas chez les pauvres¹. On retrouve également un fort nombre d'assistés sociaux, de personnes âgées et de malades chroniques dans les catégories inférieures de revenu.

Cela donne un caractère encore plus sérieux à l'évaluation d'une plus basse consommation chez les individus dont le revenu est peu élevé.

A l'échelle canadienne, les services médicaux sont aussi "gratuits", et des auteurs, Manga (1978) notamment, confirment les évaluations de Hung (1981). Ce qui nous amène, comme ces chercheurs, à reconnaître que des facteurs non-économiques enfreignent le respect complet du droit universel aux services médicaux. Toutefois, ce sont possiblement des variables économiques tel le revenu familial qui déterminent les facteurs qui réduisent ou favorisent l'utilisation des bénéficiaires.

¹Enterline et al. (1974), suivant les mêmes conditions expérimentales que celles des études précédentes (Enterline et al. 1973a, b), montrent que chez les bénéficiaires de la R.A.M.Q. des classes inférieures de revenu, certains symptômes (13/14) retenus pour une fin de contrôle sont plus souvent dépistés que chez les assurés des catégories supérieures. Cette observation est faite avant et après l'implantation de la R.A.M.Q. mais n'est cependant pas soutenue par des tests statistiques.

L'effet conjugué de ces estimations converge donc vers la même constatation : un ticket modérateur compromet davantage l'accès universel à la consommation des services médicaux, un droit qui n'est d'ailleurs pas respecté à l'heure actuelle.

Par contre, à la perte sociale associée à un niveau de santé inférieur au niveau auquel accéderait un individu sans barrière d'aucune sorte, lequel est généralement rencontré chez les bénéficiaires à faible revenu, nous devons confronter le gain social résultant de la réduction possible du risque moral. A cette fin, des études empiriques dont la mesure du risque moral est plus précise seraient nécessaires.

Aussi, si l'Etat constitue l'assureur, l'objectif de ce dernier peut correspondre à la tentative d'alimenter le trésor public en accroissant le prix des services médicaux, et ce dans le but de canaliser les sommes épargnées vers d'autres projets plus rentables socialement. Les recettes que procure l'imposition d'un ticket modérateur ont deux sources, soient la perception des paiements et la baisse de l'utilisation des services. Si les montants consacrés à la production des services médicaux susceptible d'être éliminée par un ticket modérateur ne représentent pas une affectation optimale des ressources pour la société, l'introduction d'un copaiement serait justifié.

Pour vérifier cette assertion d'un angle empirique et théorique, il est indispensable de mener à bien une analyse économique approfondie qui tiendra compte de l'utilité sociale nette retirée de la consommation

qui pourrait disparaître et de celle suscitée par l'utilisation alternative de ces fonds envisagée par l'Etat. La première estimation inclue la perte sociale due au risque moral.

Dans un premier temps, une réaffectation des fonds peut accroître le bien-être de la société, et en second lieu, de manière additive ou unique, la réduction du risque moral peut représenter un gain social malgré les coûts sociaux potentiels propres à une diminution de la consommation de nature médicale.

Notons par ailleurs, au sujet de l'opportunité de réduire le coût de l'utilisation des services médicaux sous l'assurance, que les montants alloués par la R.A.M.Q. à la production de ces services¹ correspondent à un coût total de 810 027 471\$ en 1980. Pris singulièrement, l'assurance-maladie ayant trait à la rémunération à l'acte est de 657 589 272\$, pour un coût moyen des services de 13,61\$².

Or ce montant global montre une hausse de 10,2% par rapport à l'année précédente. En fait, depuis 1976, la hausse de ce poste budgétaire varie annuellement de 8,3 à 13,7%. En totalité, pour la période 1976-1980, l'augmentation est de 47,6%. Durant cette période, la population

¹Le Bureau de la statistique de la R.A.M.Q. distingue le service médical, selon le lieu de production, à l'aide des types de couverture d'assurance : assurance-maladie et assurance-hospitalisation. L'assurance-maladie se rapporte ici à la couverture des services médicaux fournis au cabinet du médecin. Dans notre mémoire cependant, nous avons caractérisé le service médical et le service hospitalier. Nous n'avons donc pas utilisé le qualificatif médical dans un sens général tel qu'employé par la R.A.M.Q.

²R.A.M.Q. (1981).

n'a cru que 2,1%, mais par contre, ces hausses nominales sont similaires aux taux d'inflation prévalant pendant ce même intervalle. De plus, en pourcentage du produit intérieur brut du Québec, les dépenses totales accaparent lors de cette période entre 7,6 (1976) et 7,1% (1980)¹.

L'imposition d'un ticket modérateur devrait donc refléter une volonté de hausser le financement direct des utilisateurs, plutôt que de réduire les coûts sous l'assurance médicale via un contrôle accru du taux de croissance des dépenses; à moins d'une révision à la baisse de la politique d'investissement en matière de services médicaux pour les autorités gouvernementales alors en place, ce qui ne fut pas avoué publiquement.

C. Avenues de recherche

Compte tenu de l'ampleur du nombre des sujets impliqués par notre domaine de recherche, nous n'avons pu traiter de chacun d'eux avec la même attention. Par conséquent, quelques chapitres ou sections pourraient faire l'objet d'une extension de recherche.

A propos de l'abus, la définition de l'abus économique intégrant les externalités de consommation soulève un point problématique quant à la fixation théorique du plancher de consommation. Une approche plus approfondie serait souhaitable.

Les coûts sociaux renfermant les externalités de consommation et résultant de l'imposition d'un copaiement, vue leur importance par rapport

¹R.A.M.Q. (1981).

au bien-être social, devraient faire l'objet d'une étude plus poussée afin de déterminer leur ampleur. Leur envergure, idéalement, serait exprimée en fonction du niveau du ticket modérateur.

D'autre part, nous avons admis que les pauvres sont plus touchés par une variation à la hausse de la coassurance, et que c'est un aspect important car leur utilisation atteint des niveaux inférieurs à ceux des mieux nantis. Plus précisément, la baisse de consommation concerne le nombre d'exams physiques de routine. A cet égard, il serait nécessaire de bien évaluer si une baisse donnée de l'utilisation de ce type de service affecte obligatoirement le niveau de santé, bien qu'il revêt un caractère préventif. Une évaluation des effets réels et des effets potentiels devra être effectuée.

L'application d'un ticket modérateur, outre les sujets traités, soulève d'autres points d'intérêts tels la pertinence de cette mesure pour contrôler les coûts. Il s'agit d'une motivation qui peut pousser un assureur à recourir à une stratégie de ce genre. L'unique question du contrôle des coûts à l'aide d'un ticket modérateur correspond aux entrées de fonds suscitées par cette taxe de financement et à la baisse de la consommation. Dans cette perspective, l'assureur doit entrevoir les coûts administratifs exigés par la perception des sommes versées par les patients au point d'utilisation.

Si l'objectif avoué est de contrôler les coûts d'utilisation, une estimation ex ante s'impose. En premier lieu, il y aura possiblement

une baisse de la consommation, celle-ci devra être évaluée préalablement afin de bien déterminer le montant escompté que l'on retirera de l'application d'un copaiement. Il y a lieu par ailleurs de s'interroger sur les coûts administratifs engendrés par la perception des paiements. Certains modes de récupération des sommes devraient être étudiés par rapport à leurs coûts de mise en oeuvre. Cette démarche relève plutôt de l'analyse administrative. Mais si ces coûts sont importants, cela pourrait avoir des répercussions sur le montant des primes. Ce qui correspond à une réduction des gains nets issus de l'imposition d'un copaiement.

Cette analyse jetterait donc la lumière sur la capacité d'un ticket modérateur d'être une bonne source de financement et d'exercer un contrôle adéquat des coûts.

Une proposition supplémentaire de travail est liée à la possibilité, dans un avenir rapproché, de vérifier si le ticket modérateur de 20,00\$ exigé par la Régie du logement du Québec et instauré le premier avril 1982, aura un effet significatif. Ce montant s'applique à tous les individus quelque soit la classe de revenu à laquelle ils appartiennent, exception faite des assistés sociaux. Ceci permettrait de vérifier si les contribuables des catégories inférieures de revenu sont plus affectés, le logement étant un bien nécessaire. De plus, les coûts administratifs seront vraisemblablement connus, si ce n'est déjà le cas.

Il s'agit d'un service public et les résultats d'une telle étude pourraient fournir une indication précise et globale des réactions des

consommateurs face à cette hausse de prix d'un service qui était gratuit jusqu'à cette date.

L'absence de prix sur les marchés des services médicaux et l'inexistence de changement institutionnel nous auraient contraints à développer une méthode de scénarios, donc à adapter des estimations des modifications de comportement d'assurés évoluant dans d'autres contextes que celui du Québec. Une démarche de ce genre est très peu rigoureuse puisqu'elle nécessite la comparaison du comportement d'individus dont les fonctions d'utilité individuelle sont possiblement différentes. De plus, les régimes et les contextes d'assurance concernant les deux groupes de sujets soumis à la comparaison peuvent être dissemblables.

Mais relativement à l'assurance couvrant les dépenses exigées par une détérioration de la santé, nous formulons le projet suivant.

L'application des modes de compensation de la Commission de la santé et la sécurité au travail du Québec (C.S.S.T.Q.) nous fournit un cadre d'analyse bien défini qui pourrait nous permettre de vérifier si l'assurance modifie le comportement des sujets protégés par ce type d'assurance (4.2.1.1).

Comme dans le cas de l'assurance médicale, ce type de protection monétaire est une forme d'assurance qui est directement rattachée au niveau de santé, en l'occurrence à la gravité de l'accident. Conséquemment, il serait intéressant d'évaluer si les travailleurs assurés et les employeurs ont réagi à l'avènement de ce genre de couverture d'assurance.

Comme nous le mentionnions auparavant, l'approche consisterait à construire un modèle à trois niveaux où interviennent l'organisme débiteur, soit la C.S.S.T.Q., l'employeur ainsi que l'employé. En complément à notre exposé précédent (4.2.1.1), nous proposons la méthodologie suivante pour la démarche théorique :

1. Brève étude du fonctionnement de la C.S.S.T.Q. (modes de compensation, processus de décision médicale, ...).
2. Définition des incitations et comportements individuels que suscitent la présence de la C.S.S.T.Q.
3. Construction du modèle 1 (ex ante : avant accident) : C.S.S.T.Q.-employeur-employé.
4. Construction du modèle 2 (ex post : après accident) : C.S.S.T.Q.-employé accidenté (après les cinq premiers jours d'incapacité, l'employeur est absent de cette étape¹, d'où son exclusion du modèle 2; en fonction du modèle tripartite, l'expert médical de la C.S.S.T.Q. correspond à un intermédiaire virtuellement neutre).
5. Mise en relief des comportements attendus des sujets concernés (risque moral) :
 - par rapport au risque (probabilité d'accident) ; modèle 1;
 - par rapport au nombre de jours indemnisés de l'accidenté (hausse des dépenses une fois que l'événement s'est produit) : modèle 2.

¹Ce renseignement est donné par un dépliant de la C.S.S.T.Q. intitulé "La loi sur les accidents du travail" qui a été publié en décembre 1980.

Cette approche permettrait d'établir un barème optimal d'indemnisations qui tiendrait compte des désutilités non-monétaires afférentes à l'accident et des possibilités de risque moral propres à ce type de compensation.

Quant aux calculs empiriques, nous proposons l'élaboration de tableaux croisés à plusieurs dimensions, lesquels relierait la variation chronologique du niveau des compensations monétaires (en pourcentage du salaire net) au nombre de jours d'indemnisation, au taux d'accidents et au nombre d'heures perdues à cause d'accidents de travail, pour des cas particuliers d'incapacité et pour des secteurs précis d'activité.

Par ailleurs, pour une année précise, des échantillons aléatoires tirés de la banque de données du Service de la statistique de la C.S.S.T.Q., pour des cas particuliers d'incapacité et pour des secteurs d'activité précis, permettraient de lier économétriquement le nombre de jours indemnisés, le nombre d'heures perdues en raison d'incapacités particulières et le taux d'accidents des secteurs d'activité concernés aux attributs des accidentés retenus (âge, sexe, revenu, région, statut marital) et aux taux d'indemnisation (indemnisations/salaire net).

Cette proposition de travail serait, de notre point de vue, davantage liée aux priorités de recherche présentes dans notre mémoire que ne l'est celle inspirée par le changement institutionnel survenu à la Régie du logement du Québec.

REMERCIEMENTS

Ce mémoire a pu être conduit à bonne fin grâce au concours du professeur Georges Dionne du Département de sciences économiques. A toutes les étapes de nos recherches, nous avons bénéficié, de sa part, d'une aide soutenue, de conseils pertinents et d'encouragement. Je lui suis donc gré d'avoir accepté d'assumer la direction pédagogique et scientifique de cet ouvrage. Je m'en voudrais par ailleurs de passer sous silence le support qu'il m'a fourni au cours de la préparation et de la soumission d'un projet de recherche impliquant l'Institut de recherche en santé et en sécurité du travail du Québec. L'Institut en question a depuis lors consenti à y collaborer financièrement. Je lui dois aussi ma participation au projet CAFIR portant sur une adaptation du problème principal-agent.

Nous remercions également, pour leur coopération, les professeurs Marcel Boyer, directeur du Département de sciences économiques, et André-Pierre Contandriopoulos du Département de l'administration de la santé : leurs commentaires, suite à la lecture de la version finale de notre recherche, ont permis d'améliorer la qualité de notre mémoire. Nous avons aussi apprécié les recommandations qu'ils ont exposées lors des cours et du séminaire à l'intérieur desquels nous avons entrepris notre rédaction préliminaire.

Je suis d'autre part reconnaissant à Suzanne Larouche-Sidoti pour avoir dactylographié notre écrit avec tant de minutie, ainsi qu'à Monsieur Jacques Cournoyer pour son excellent travail graphique.

En dernier lieu, je tiens à exprimer ma gratitude à Loraine pour la compréhension qu'elle a manifestée à mon égard durant la réalisation de ce mémoire (en particulier vers la toute fin).

BIBLIOGRAPHIE

- ARROW, K.J. (1963), "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care", American Economic Review, Vol. LIII, No. 5, (December), pp. 941-973.
- ARROW, K.J. (1968), "The Economics of Moral Hazard : Further Comment", American Economic Review, Vol. LVIII, No. 3, (June), pp. 537-539.
- AVNET, H.H. and KISIAS, M.K. (1967), Insured Dental Care, Group Health Dental Insurance, Inc., New York.
- BADGLEY, R.F. and SMITH, R.D. (1979), "Swift Current Health Region" and "Before and After Copayment in Saskatchewan : 1968-71", in a Report of the Ontario Council of Health (Ed.), User Charges for Health Services, Toronto, 308 p.
- BARER, M.L., EVANS, R.G. and STODDART, G.L. (1979), Controlling Health Care Costs by Direct Charges to Patients : Snare or Delusion?, Ontario Economic Council, Occasional Paper 10, Toronto, 126 p.
- BECK, R.G. (1973), "Economic Class and Access to Physician Services Under Public Medical Care Insurance", International Journal of Health Services, Vol. 3, No. 3, (Summer), pp. 341-355.
- BECK, R.G. (1974), "The Effects of the Co-Payment on the Poor", Journal of Human Resources, Vol. IX, No. 1, (Winter), pp. 129-142.
- BECK, R.G. and HORNE, J.M. (1976), "Economic Class and Risk Avoidance : Experience Under Public Medical Care Insurance", Journal of Risk and Insurance, Vol. XLIII, No. 1, (March), pp. 73-86.
- BERRY Jr., R.E. (1976), "Prospective Rate Reimbursement and Cost Containment : Formula Reimbursement in New York", Inquiry, Vol. XIII, No. 3, (September), pp. 288-301.
- BILLETTE, A. (1977), "Santé, classes sociales et politiques redistributives", Sociologie et Sociétés, Vol. IX, no 1, (avril), pp. 76-92.
- BORCH, K. (1962), "Equilibrium in a Reinsurance Market", Econometrica, Vol. 30, No. 3, (July), pp. 424-444.
- BOULET, J.A. (1978), "L'Etat au service des moins fortunés", Perception, Vol. 2, no 2, (novembre/décembre), pp. 24-26.

- BOULET, J.A. (1979), "La remise en question du rôle de l'Etat : le cas de la santé", Communication présentée au colloque de la Société Canadienne des Sciences Economiques tenu à l'Université de Montréal, (mai), 33 p.
- BOULET, J.A. and HENDERSON, D.W. (1976), Distributional and Redistribution Aspects of Health Insurance Programs in Canada, Economic Council of Canada, Paper No. 146, Ottawa, (December).
- BOUTIN, J.G. et BISSON, J. (1977), Les consommateurs et les coûts de la santé au Québec de 1971 à 1975, Service de la recherche et des statistiques, Régie d'assurance-maladie du Québec, (janvier).
- BOYER, M. et DIONNE, G. (1983), "Riscophobie et étalement à moyenne constante", à paraître dans l'Actualité économique.
- BRIAN, E.W. and GIBBENS, S.F. (1974), "California's Medi-Cal Copayment Experiment", Medical Care, Vol. XII, No. 12, Supplement, (December), pp. 1-56.
- CONTANDRIOPOULOS, A.P. (1976), "Un modèle de comportement des médecins en tant que producteurs de services", Thèse de doctorat non publiée, Département de sciences économiques, Université de Montréal, (août), 294 p.
- Conseil national du bien-être social du Canada (1982), Les pauvres et les soins de santé au Canada, Rapport, (mai), 79 p.
- DARBY, M.R. and KARNI, E. (1973), "Free Competition and the Optimal Amount of Fraud", The Journal of Law and Economics, Vol. 14, No. 1, (April), pp. 67-88.
- DAVIS, K. and RUSSELL, L.B. (1972), "The Substitution of Hospital Outpatient Care for Inpatient Care", Review of Economics and Statistics, Vol. LIV, No. 2, (May), pp. 109-120.
- DESROSIERS, G. (1981), "Les implications d'un ticket modérateur dans le domaine de la santé", Texte non publié, Département de médecine sociale et préventive, Université de Montréal, (août), 17 p.
- DIONNE, G. (1979), "Le risque moral et le furetage des consommateurs", Thèse de doctorat non publiée, Département de sciences économiques, Université de Montréal, (août), 280 p.
- DIONNE, G. (1980), "Analyse des effets de l'assurance et de la relation de confiance consommateur-producteur sur les possibilités d'abus des chirurgiens", Actualité économique, Vol. 56, no 2, (avril-juin), pp. 211-238.
- DIONNE, G. (1981a), "Le risque moral et la sélection adverse : une revue de la littérature", Actualité économique, Vol. 57, no 2, (avril-juin), pp. 193-220.

- DIONNE, G. (1981b), "Moral Hazard and Search Activity", The Journal of Risk and Insurance, Vol. XLVIII, No. 3, (September), pp. 422-435.
- DIONNE, G. (1982a), "Moral Hazard and State-Dependent Utility Function", The Journal of Risk and Insurance, Vol. XLIX, No. 3, (September), pp. 405-422.
- DIONNE, G. (1982b), "Le problème principal-agent lorsqu'il y a des intermédiaires qui peuvent affecter le résultat du contrat : partie I", Note miméographique, Projet CAFIR, Université de Montréal, (février), 5 p.
- DIONNE, G. and CONTANDRIOPOULOS, A.P. (1982), "Doctors and their Workshop : A Review Article", Unpublished Paper, Department of Economics, Université de Montréal, (December), 41 p.
- DUSTON, T.E. (1978), "Insurer and Provider as the Same Firm : HMO's and Moral Hazard", The Journal of Risk and Insurance, Vol. XLV, No. 1, (March), pp. 141-147.
- EHRlich, I. and BECKER, G.S. (1972), "Market Insurance, Self-Insurance and Self-Protection", Journal of Political Economy, Vol. 80, No. 4, (July/August), pp. 623-648.
- ENTERLINE, P.E. et al. (1973a), "Effects of "Free" Medical Care on Medical Practice - The Quebec Experience", New England Journal of Medicine, Vol. 288, No. 22, (May), pp. 1152-1155.
- ENTERLINE, P.E. et al. (1973b), "The Distribution of Medical Services Before and After "Free" Medical Care - The Quebec Experience", New England Journal of Medicine, Vol. 289, No. 22, (November), pp. 1174-1178.
- ENTERLINE, P.E. et al. (1974), "Effects of Quebec Medicare on Physician Consultation for Selected Symptoms", New England Journal of Medicine, Vol. 291, No. 13, (September), pp. 649-652.
- EVANS, R.E. and WOLFSON, A.D. (1980), "Faith, Hope and Charity : Health Care in the Utility Function", Unpublished Paper, (August), 41 p.
- FALISE, M. et SAILLY, J.C. (1978), Le rôle de l'assurance maladie dans la redistribution du revenu, Centre national de la recherche scientifique, Actions thématiques programmées, no 23, Paris, 142 p.
- Fédération des C.L.S.C. du Québec (1981), "La crise budgétaire dans les services de santé : à la recherche des vrais problèmes", Document de réflexion, Direction de l'analyse et de l'évaluation des programmes, (septembre), 127 p.

- FELDSTEIN, M.S. (1971), "Hospital Cost Inflation : A Study of Nonprofit Price Dynamics", American Economic Review, Vol. LXI, No. 5, (December), pp. 853-872.
- FELDSTEIN, M.S. (1974), "Econometric Studies in Health Economics", in Intrigilator, M.D. and Kendrick, D.A. (Eds), Frontiers of Quantitative Economics, Amsterdam, (North-Holland), pp. 377-434.
- FREIBERG, L. Jr. and SCUTCHFIELD, F.D. (1976), "Insurance and the Demand for Hospital Care : An Examination of the Moral Hazard", Inquiry, Vol. XIII, No. 1, (March), pp. 54-60.
- FRIEDMAN, B. (1974), "Risk Aversion and the Consumer Choice of Health Insurance Option", Review of Economics and Statistics, Vol. LVI, No. 2, (May), pp. 209-214.
- GINSBURG, P.B. and MANHEIM, L.M. (1973), "Insurance, Copayment, and Health Services Utilization : A Critical Review", Journal of Economics and Business, Vol. 25, No. 3, (Spring-Summer), pp. 142-153.
- GREENLICK, M.R. and DARSKY, B.J. (1968), "A Comparison of General Drug Utilization Under a Drug Prepayment Plan", American Journal of Public Health, Vol. 58, No. 11, (November), pp. 2121-2136.
- HALL Jr., C.P. (1974), "Impact of Cost-Sharing on Consumer Use of Health Services", in Mushkin, S.J. (Ed.), Consumer Incentives for Health Care, Prodist, New York, pp. 333-361.
- HARDWICK, C.P., SHUMAN, L. and BARNOON, S. (1972), "Effect of Participatory Insurance on Hospital Utilization", Health Services Research, Vol. 7, No. 1, (Spring), pp. 43-57.
- HEANEY, C.T. and RIEDEL, D.C. (1970), From Indemnity to Full Coverage : Changes in Hospital Utilization, Blue Cross Association, Chicago.
- HELMS, L.J., NEWHOUSE, J.P. and PHELPS, C.E. (1978), "Copayment and Demand for Medical Care : The California Medicaid Experience", The Bell Journal of Economics, Vol. 9, No. 1, (Spring), pp. 192-208.
- HILL, D.B. and VENEY, J.E. (1970), "Kansas Blue Cross/Blue Shield Outpatient Benefits Experiment", Medical Care, Vol. VIII, No. 2, (March-April), pp. 143-158.
- HIRSHLEIFER, J. (1980), Price Theory and Applications, Prentice Hall, Second Edition, New Jersey, 620 p.
- HOLMSTROM, B. (1979), "Moral Hazard and Observability", The Bell Journal of Economics, Vol. 10, No. 1, (Spring), pp. 74-91.

- HUNG, N.M. (1981), Utilisation des services médicaux de la Régie d'assurance-maladie du Québec, Laboratoire sur la répartition et la sécurité du revenu, Université du Québec à Montréal, (septembre), 166 p.
- HUNG, N.M. et PHU, N.V. (1980), "Déterminants de l'utilisation des services médicaux en régime d'assurance-maladie", Actualité économique, Vol. 56, no 2, (avril-juin), pp. 164-193.
- JOSEPH, H. (1972), "Hospital Insurance and Moral Hazard", Journal of Human Resources, Vol. VII, No. 2, (Spring), pp. 152-161.
- KEELER, E., NEWHOUSE, J.P. and PHELPS, C.E. (1977), "Deductibles and the Demand for Medical Care Services : A Theory of Consumer Facing a Variable Price Schedule Under Uncertainty", Econometrica, Vol. 45, No. 3, (April), pp. 641-655.
- MANGA, P. (1978), The Income Distribution Effect of Medical Insurance in Ontario, Ontario Economic Council, Occasional Paper 6, Toronto, 215 p.
- MARSHALL, J.M. (1976a), "Moral Hazard", Working Paper in Economics #18, Department of Economics, University of California (Santa Barbara), (May), 43 p.
- MARSHALL, J.M. (1976b), "Moral Hazard", American Economic Review, Vol. LXVI, No. 5, (December), pp. 880-890.
- MCCARTHY, E.G. and WIDMER, G.W. (1974), "Effects of Screening by Consultants of Recommended Elective Surgical Procedures", New England Journal of Medicine, Vol. 291, No. 25, (December), pp. 1331-1335.
- NEWHOUSE, J.P. (1978), Insurance Benefits, Out-of-pocket Payments, and the Demand for Medical Care : A Review of the Literature, The Rand Corporation (RAND/P-6134), Santa Monica (California), (May), 56 p.
- NEWHOUSE, J.P. et al. (1981), "Some Interim Results from a Controlled Trial of Cost Sharing in Health Insurance", New England Journal of Medicine, Vol. 305, No. 25, (December), pp. 1501-1507.
- NEWHOUSE, J.P. and PHELPS, C.E. (1976), "New Estimates of Prices and Income Elasticities for Medical Services", in Rosett, R.N. (Ed.), The Role of Health Insurance in the Health Care Sector, N.B.E.R., New York, pp. 261-312.
- NEWHOUSE, J.P., PHELPS, C.E. and SCHWARTZ, W.B. (1974), "Policy Options and the Impact of National Health Insurance", New England Journal of Medicine, Vol. 290, No. 24, (June), pp. 1345-1359.
- PAULY, M.V. (1968), "The Economics of Moral Hazard", American Economic Review, Vol. LVIII, No. 3, (June), pp. 531-537.
- PAULY, M.V. (1974a), "Overinsurance and Public Provision of Insurance : The Role of Moral Hazard and Adverse Selection", Quarterly Journal of Economics, Vol. LXXXVIII, No. 1, (February), pp. 44-62.

- PAULY, M.V. (1974b), "Economic Aspects of Consumer Use", in Mushkin, S.J. (Ed.), Consumer Incentives for Health Care, Prodist, New York, pp. 219-250.
- PAULY, M.V. (1978), "Is Medical Care Different?", in Greenberg, W. (Ed.), Competition in the Health Care Sector, Aspen, Germantown (Maryland), pp. 11-35.
- PAULY, M.V. (1979), "What Is Unnecessary Surgery", Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society, Vol. 57, No. 1, pp. 95-117.
- PAULY, M.V. (1980), "Overinsurance : The Conceptual Issues", in Pauly, M.V. (Ed.), National Health Insurance - What New, What Later, What Never?, American Enterprise Institute, Washington, pp. 201-219.
- PHELPS, C.E. and NEWHOUSE, J.P. (1972), "Effects of Coinsurance : A Multivariate Analysis", Social Security Bulletin, Vol. 35, (June), pp. 20-29.
- PHELPS, C.E. and NEWHOUSE, J.P. (1974a), Coinsurance and the Demand for Medical Services, The Rand Corporation (R-964-1-OEO/NC), Santa Monica, (California), (October), 61 p.
- PHELPS, C.E. and NEWHOUSE, J.P. (1974b), "Coinsurance, the Price of Time, and the Demand for Medical Services", Review of Economics and Statistics, Vol. LVI, No. 3, (August), pp. 334-342.
- R.A.M.Q. (1981), Statistiques annuelles, Editeur officiel du Québec, 300 p.
- ROEMER, M.I. et al. (1975), "Copayments for Ambulatory Care : Penny-wise and Pound-foolish", Medical Care, Vol. XIII, No. 6, (June), pp. 457-466.
- ROSENTHAL, G. (1970), "Price Elasticity of Demand for Short-term General Hospital Services", in Klarman, H. (Ed.), Empirical Studies in Health Economics, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- ROSETT, R. and HUANG, L.F. (1973), "The Effects of Health Insurance on the Demand for Medical Care", Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 2, Part 1, (March-April), pp. 281-305.
- SATTERTHWAITE, M. (1979), "Consumer Information, Equilibrium Industry Price, and the Number of Sellers", The Bell Journal of Economics, Vol. 10, No. 2, (Autumn), pp. 483-502.
- SCITOVSKY, A.A. and McCALL, N. (1977), "Coinsurance and the Demand for Physician Services : Four Years Later", Social Security Bulletin, Vol. 40, pp. 19-27.
- SCITOVSKY, A.A. and SNYDER, N.M. (1972), "Effect of Coinsurance on the Use of Physician Services", Social Security Bulletin, Vol. 35, pp. 3-19.
- SHAVELL, S. (1979a), "Risk Sharing and Incentives in the Principal and Agent Relationship", The Bell Journal of Economics, Vol. 10, No. 1, (Spring), pp. 55-73.

- SHAVELL, S. (1979b), "On Moral Hazard and Insurance", Quarterly Journal of Economics, Vol. XCIII, No. 4, (November), pp. 541-562.
- SIEMIATYCKI, J. et RICHARDSON, L. (1980), "Statistiques socio-économiques et utilisation des services médicaux", Actualité économique, Vol. 56, no 2, (avril-juin), pp. 194-210.
- SLOAN, F.A. (1980), "Effects of Health Insurance on Physician' Fees", Paper presented at the Southern Economic Association Meetings, Washington, D.C., (November), 29 p.
- SLOAN, F.A. and STEINWALD, B. (1975), "The Role of Health Insurance in the Physicians' Services Market", Inquiry, Vol. XII, No. 4, (December), pp. 275-299.
- SMITH, M.C. and GARNER, D.D. (1974), "Effects of a Medicaid Program on Prescription Drug Availability and Acquisition", Medical Care, Vol. XII, No. 7, (July), pp. 571-581.
- STRAIGHT, B. (1962), "Reducing the Incidence of Office and Home Visits in a Medical Service Plan by Use of Coinsurance Charges", Proceedings of Conference of Actuaries in Public Practice, Chicago.
- WILLIAMS, R. (1966), "A Comparison of Hospital Utilization by Costs and by Types of Coverage", Inquiry, Vol. III, No. 5, (September), pp. 28-42.
- ZECKHAUSER, R. (1970), "Medical Insurance : A Case Study of the Trade-Off Between Risk-Spreading and Appropriate Incentives", Journal of Economic Theory, Vol. 2, No. 1, (March), pp. 10-26.
- ZWEIFEL, P. (1981), "Supplier-Induced Demand in a Model of Physician Behavior", in Van Der Gaag, J. and Perlman, M. (Eds.), Health, Economics and Health Economics, Amsterdam (North-Holland), pp. 245-271.

Articles consultés des quotidiens du Québec¹

Le Devoir (1981) : 3, 9, 24 et 31 juillet.

La Presse (1981) : 27 et 28 (2) mai, 27 juin, 23 et 24 juillet, 10 et 11 août, 6 et 20 octobre.

Le Soleil (1981) : 27 mai, 2 et 4 juillet.

¹Ces articles ont été recueillis lors de notre revue de la presse écrite concernant ~~l'application éventuelle d'un ticket modérateur aux marchés québécois des services médicaux~~. Ces références ne comprennent pas l'article paru dans le quotidien La Presse (1983), et cité dans le chapitre III de la première partie de notre mémoire.