

Analyse des effets de l'assurance et de la relation de confiance consommateur-producteur sur les possibilités d'abus des chirurgiens

The effects of insurance and of the relation of trust between consumer and producer on the surgeons' possibilities of fraud

Georges Dionne

Volume 56, numéro 2, avril–juin 1980

Économies des services de santé

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/600915ar>
DOI : <https://doi.org/10.7202/600915ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Dionne, G. (1980). Analyse des effets de l'assurance et de la relation de confiance consommateur-producteur sur les possibilités d'abus des chirurgiens. *L'Actualité économique*, 56(2), 211–238.
<https://doi.org/10.7202/600915ar>

Résumé de l'article

The object of this paper is to analyse the effects of insurance and of the relation of trust between consumer and producer on the possibilities of fraud by the producer. Fraud is defined as the provision of unnecessary services to a consumer who does not possess full information about the quality of his purchase. The possibilities of fraud increase with insurance. In particular, they are very high with full insurance since real cost of search tends to infinite. Also we verify that good trust between consumer and producer limits search activities.

We apply this model to the market of surgeons in the United States. This market reflects the main characteristics of the model: the consumer is not well informed, the relation of trust is important, the cost of search is high, the service is largely insured and there is excess capacity.

ANALYSE DES EFFETS DE L'ASSURANCE ET DE LA RELATION DE CONFIANCE CONSOMMATEUR-PRODUCTEUR SUR LES POSSIBILITÉS D'ABUS DES CHIRURGIENS *

Introduction

Depuis quelques années, plusieurs études ont été entreprises sur le problème des opérations inutiles aux Etats-Unis. En général, le nombre d'interventions chirurgicales semble plus élevé dans les régions où le nombre de chirurgiens per capita est élevé (Holahan 1976, Fuchs 1978), lorsque les médecins sont rémunérés à l'acte plutôt qu'au salaire (Monsma 1970) et lorsque les opérations sont couvertes par l'assurance (Phelps 1975).

Certains rapports (dont le rapport SOSSUS) confirment également qu'il y a un excès d'offre de chirurgiens dans ce pays ce qui occasionne des charges de travail réduites pour beaucoup d'entre eux si on se fie aux normes établies par les spécialistes du milieu. Par contre ces mêmes rapports relataient que les frais d'opération et les revenus des chirurgiens se maintiennent à des niveaux élevés (Nickerson 1976, Evans 1976).

Ces résultats n'indiquent pas nécessairement qu'il y a eu des interventions inutiles. D'autres données complémentaires sont nécessaires pour évaluer le degré d'utilité des opérations chirurgicales. Ces données peuvent être obtenues de deux manières. La première consiste à faire étudier de façon *ex post* par des spécialistes, les dossiers médicaux des personnes ayant subi des interventions chirurgicales dans un hôpital ou dans une région donnée. Une deuxième méthode dite prospective, encourage les patients à faire du furetage lorsqu'un premier médecin leur a prescrit une opération chirurgicale.

Il existe deux façons d'analyser les conséquences du surplus de chirurgiens dans la littérature économique. La première repose sur l'indé-

* Texte présenté au Congrès de l'ACFAS en mai 1979 ; il constitue une partie de nos recherches doctorales. Nous tenons à remercier M. Boyer, A.P. Contandriopoulos et J.M. Lance pour avoir lu et commenté la première version de ce texte. Nous demeurons cependant le seul responsable des erreurs qu'il pourrait contenir. Le ministère de l'Education du Québec, le ministère de la Consommation et des Corporations d'Ottawa, l'Ecole des Hautes Etudes Commerciales et l'Université de Montréal ont contribué financièrement à la réalisation de cette étude.

pendance des fonctions d'offre et de demande alors que la seconde rejette cette hypothèse en adaptant la théorie économique aux caractéristiques de ce marché : les notions de base demeurent applicables mais on doit introduire dans les modèles de nouvelles considérations qui tiennent compte des particularités reliées aux comportements des agents économiques de ce marché. Mais ces approches ne sont pas satisfaisantes pour expliquer l'offre d'interventions chirurgicales inutiles et pour élaborer des solutions pour remédier à ce problème.

Dans cet article nous présentons un modèle qui explique le comportement d'offre de services inutiles pour un producteur à un consommateur mal informé¹. Notre double objectif est d'analyser l'effet d'un changement de régime d'assurance sur les possibilités d'abus du producteur et de tenir compte de l'influence de la relation de confiance consommateur-producteur sur ces mêmes possibilités d'abus.

Après avoir revu la littérature démontrant l'évidence d'un excès de capacité dans le marché des soins chirurgicaux aux Etats-Unis, nous allons analyser ses causes et surtout ses conséquences sur la quantité et les prix des opérations chirurgicales. En guise de conclusion, nous allons discuter des moyens à prendre pour remédier à cette situation.

1. *L'évidence d'un excès de capacité dans le domaine chirurgical aux Etats-Unis*

De 1971 à 1975 le nombre d'opérations chirurgicales par 100,000 de population est passé de 7,805 à 9,585 aux Etats-Unis soit une augmentation de vingt pour cent. Par contre, il a baissé à 9,536 en 1976 ; c'est la première diminution depuis 1968 (Grafe 1978). Cette croissance du nombre d'opérations chirurgicales est quatre fois supérieure à la croissance de la population durant la même période. Ce sont les opérations dites électives, c'est-à-dire celles excluant toute forme d'urgence qui ont connu le taux de croissance le plus élevé. Par exemple, de 1971 à 1973 le nombre d'hystérectomies, de dilatations et de curetages a augmenté de vingt et un pour cent et celui de prostatectomies de dix-neuf pour cent.

Le principal facteur explicatif retenu par les auteurs intéressés à ce problème est la croissance du nombre de chirurgiens per capita ; si on utilise le taux de croissance des chirurgiens spécialistes certifiés² de 1969 à 1971, le nombre de chirurgiens par 100,000 de population va passer

1. Il ne s'agit pas de dire que tous les chirurgiens sont des fraudeurs mais d'étudier le comportement de ceux qui le sont. De plus, toutes les opérations chirurgicales inutiles ne sont pas nécessairement frauduleuses. Un chirurgien peut offrir un service inutile sans qu'il le sache : soit que sa fonction de production est aléatoire ou soit qu'il est incompetent.

2. Board Certified Surgeons. C'est le grade le plus élevé de ceux qui opèrent.

de vingt-trois à vingt-sept de 1971 à 1996 (Rapport SOSSUS cité dans McCarthy 1977). Trente pour cent des médecins étaient spécialisés en chirurgie à la fin des années soixante alors que le taux était de vingt-six pour cent en 1960 et de dix pour cent en 1910 (Blackstone 1974). De plus, vingt-cinq pour cent des nouveaux médecins choisissent encore le programme de chirurgie comme spécialité (Nickerson 1976 a). Enfin, 2,500 à 3,000 étudiants complètent leur résidence en chirurgie chaque année alors que l'on a besoin d'environ 1,600 à 2,000 nouveaux chirurgiens (McCarthy 1977).

Cette croissance rapide de la spécialisation chirurgicale au détriment de la pratique générale n'est pas nécessairement une indication d'une mauvaise allocation des ressources médicales. Il est possible que ce changement reflète l'évolution des méthodes de production et de distribution des soins médicaux. La question est de savoir si cette réallocation des ressources est optimale, c'est-à-dire si le bénéfice net du dernier chirurgien est égal à celui du dernier médecin général.

Des études semblent confirmer qu'il y a excès de capacité dans le domaine chirurgical aux Etats-Unis ; quarante-deux pour cent des chirurgiens qui répondaient à un questionnaire en 1968 étaient d'avis qu'ils pouvaient traiter plus de patients (rapporté dans Blackstone 1974). Un autre questionnaire distribué par un groupe de recherche sur les services chirurgicaux aux Etats-Unis (SOSSUS) confirme que la charge moyenne de travail du chirurgien est faible comparativement à des normes établies par des spécialistes du milieu (rapporté dans Nickerson 1976).

Ces résultats ont motivé un groupe de recherche composé de médecins et d'autres spécialistes à entreprendre une étude détaillée sur la charge de travail des chirurgiens dans quatre régions des Etats-Unis (Nickerson 1976). Ces quatre régions, non identifiées pour des raisons de confidentialité, furent choisies à cause de leurs différences dans le ratio médecins/population et dans la pratique médicale anticipée. Chacune des régions avait une population de près d'un million d'habitants, une école médicale et une structure de soins médicaux auto-suffisante. Les auteurs ont utilisé comme information de base pour mesurer la charge de travail des chirurgiens toutes les opérations effectuées par les médecins dans les hôpitaux en 1970. Pour chacune des opérations ils avaient les caractéristiques détaillées de l'opération pour bien l'identifier et le nom du médecin qui l'a effectuée.

Pour mesurer la productivité des chirurgiens, ils ont utilisé un indice comparatif des opérations qui tient compte de la complexité de l'opération, du temps utilisé pour l'exécuter et des soins qu'elle exige. Les opérations ont été exécutées par différentes catégories de médecins : les

chirurgiens spécialistes certifiés, les chirurgiens spécialistes non certifiés, les médecins généralistes avec ou sans spécialité de chirurgie et les autres catégories.

Ce sont les chirurgiens spécialistes certifiés qui ont la charge de travail la plus élevée. Les autres catégories ont des charges de travail beaucoup plus faibles ; par exemple les chirurgiens spécialistes non certifiés ont une charge de travail médiane égale à soixante pour cent de celle des chirurgiens certifiés et celle des médecins généralistes avec spécialité en chirurgie n'est que de vingt pour cent. Les deux autres groupes ont des charges de travail correspondant respectivement à quatorze et dix pour cent de la charge des spécialistes certifiés. Les chirurgiens spécialistes exécutent donc quatre-vingts pour cent des opérations chirurgicales alors qu'ils représentent cinquante pour cent du nombre de médecins participant à l'étude.

Les auteurs se sont intéressés plus spécifiquement à ce groupe de médecins dans la deuxième partie de leur étude. Ils arrivent à la conclusion qu'il y a trop de médecins qui exécutent des opérations et que plusieurs chirurgiens ont des charges de travail trop faibles, ce qui confirme les résultats des enquêtes mentionnées plus haut. En particulier, les jeunes chirurgiens non certifiés ont beaucoup de difficultés à se donner une pratique médicale avec une charge de travail suffisante. De plus, les auteurs sont d'avis que les chirurgiens spécialisés non certifiés pourraient avoir une charge de travail plus élevée si on tient compte de la différence significative entre la charge de travail moyenne dans la plupart des grandes spécialités étudiées et celle des chirurgiens spécialisés certifiés. Entre autres, la charge moyenne de travail des chirurgiens généralistes et des orthopédistes, des obstétriciens, des gynécologistes et des ophtalmologistes certifiés est significativement plus élevée que celle des chirurgiens non certifiés ayant les mêmes spécialités ($P < 0.001$ sauf pour les ophtalmologistes $P < .01$).

Enfin, une étude effectuée auprès de dix-neuf chirurgiens dans la ville de New York (Schneider 1972) a démontré que leur charge de travail hebdomadaire était de 3.1 H.E. (équivalent en hernie) alors que le niveau désiré est de 10 H.E. Tout porte à croire que cette situation d'excès de capacité soit généralisée à l'ensemble du territoire américain (Fuchs 1974).

2. *Les causes historiques de cet excès de capacité*

Dans cette section nous allons analyser les principales causes historiques qui sont à l'origine de ce surplus de chirurgiens. Bien qu'il n'y ait pas trop de médecins aux Etats-Unis, il y a eu une réallocation des ressources à l'intérieur de la profession médicale : la croissance du

nombre de chirurgiens s'étant effectuée au détriment de la médecine générale.

En plus de l'évolution de la technique médicale, nous devons retenir les facteurs suivants pour expliquer la motivation des étudiants en médecine à se diriger vers la spécialité chirurgicale : la discrimination des prix, la croissance de l'assurance, le prestige, les pratiques restrictives des hôpitaux envers les médecins généralistes et le non-contrôle de l'Association Médicale Américaine (A.M.A.) (Kessel 1958, Feldstein 1973, Blackstone 1974).

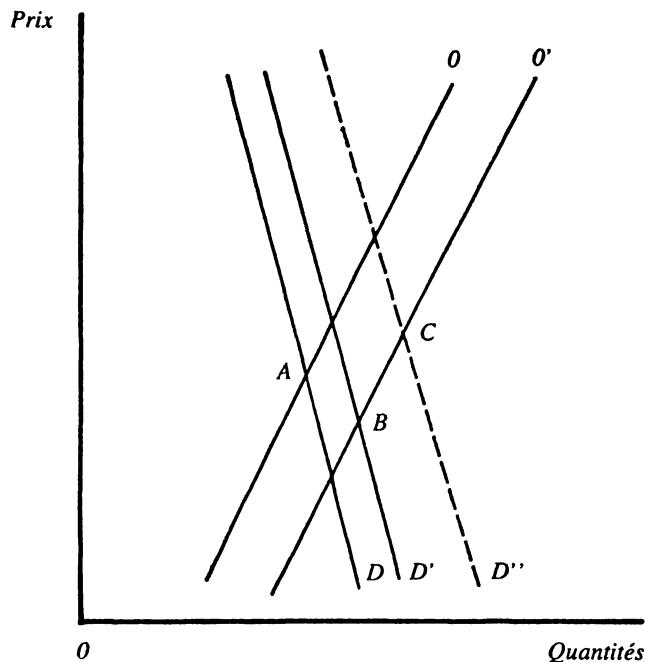
Kessel (1958) a présenté un modèle démontrant que les médecins agissent comme un monopole discriminant qui veut maximiser ses profits en chargeant des prix élevés aux individus ayant des revenus élevés³. Il semble également que ce comportement soit plus facilement applicable dans le domaine des opérations chirurgicales que dans celui de la pratique générale : les prix des services routiniers ont tendance à être fixes alors que ceux des opérations chirurgicales varient beaucoup. De plus les patients sont mieux informés sur le prix des visites aux médecins de famille que sur le prix d'une appendicectomie par exemple. Enfin, les revenus des spécialistes sont plus élevés que ceux des généralistes. Par contre, ce qui n'est pas évident c'est l'importance de la discrimination des prix pour expliquer cette différence de revenus étant donné que l'élasticité prix de la demande des soins médicaux est inférieure à un (Arrow 1963, Phelps 1975).

Le deuxième facteur retenu pour expliquer l'évolution historique du choix de la chirurgie comme spécialité est la couverture d'assurance. Aux Etats-Unis depuis plusieurs années, la couverture d'assurance des services chirurgicaux est plus élevée que celle des autres soins médicaux. Des données publiées récemment confirment cette tendance : soixante-quatre pour cent des revenus bruts de ceux qui opèrent proviennent des compagnies d'assurances privées ou des assurances publiques alors que le taux pour les internes et les médecins de pratique générale qui n'opèrent pas est de quarante-cinq pour cent. Cette couverture d'assurance plus grande a pu affecter l'allocation des ressources médicales car les spécialistes, dont les services sont couverts, peuvent charger des prix plus élevés et/ou offrir des services plus dispendieux (Feldstein 1973).

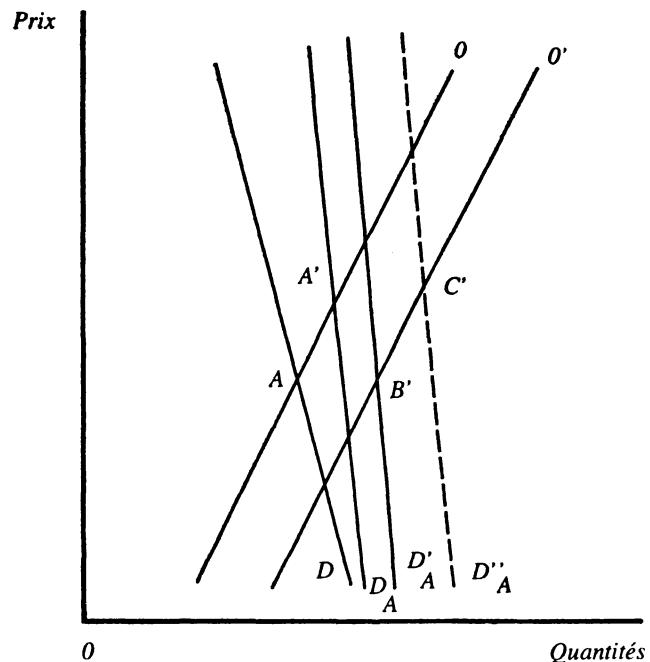
Même si les revenus des chirurgiens sont plus élevés en moyenne que ceux des généralistes cela n'implique pas nécessairement que seuls les

3. Il faut reconnaître que cette interprétation dans la différence des prix chargés entre les riches et les pauvres n'a pas fait l'unanimité chez les économistes. Certains attribuent également à ce comportement un rôle social au médecin (Arrow 1963 ; Culyer 1971).

GRAPHIQUE 1



GRAPHIQUE 2



facteurs monétaires ont contribué à attirer les médecins dans cette spécialité. En effet, si on tient compte des efforts et des coûts de la spécialisation, il semble que le taux de rendement de cet investissement en capital humain soit nul (Sloan 1970). Les aspects non pécuniaires ont également leur importance. Le prestige et la satisfaction d'être chirurgien de même que les restrictions imposées aux praticiens généralistes sur la pratique dans les hôpitaux entrent dans cette catégorie de facteurs (Blackstone 1974).

Le dernier facteur retenu est celui du rôle de l'Association Médicale Américaine. Celle-ci contrôle l'entrée dans la profession médicale en général, mais n'a aucune politique sur les choix à l'intérieur de la profession même s'il y a des surplus dans certains domaines et des pénuries dans d'autres.

Cette politique de libre choix à l'intérieur de la profession combinée aux facteurs pécuniaires ou non, expliquent en grande partie les causes historiques qui sont à l'origine du surplus de chirurgiens aux Etats-Unis. Nous allons maintenant nous intéresser aux effets de cette mauvaise allocation des ressources.

3. Analyse théorique des conséquences de cet excès de capacité

3.1. Revue de la littérature

Comme nous l'avons déjà mentionné, il existe deux façons d'analyser les conséquences du surplus de chirurgiens dans la littérature économique. Si nous utilisons les outils traditionnels d'analyse, c'est-à-dire ceux de l'offre et de la demande, notre premier réflexe sera de prédire, ceteris paribus, une baisse dans les prix des soins chirurgicaux et dans les revenus des offreurs de ce marché. En effet, si le nombre de chirurgiens per capita a augmenté rapidement au cours des dernières années et si leur charge de travail est maintenant bien en deçà du niveau de pleine capacité cela se traduit dans le temps par un déplacement de l'offre vers la droite plus grand que celui de la demande. En d'autres termes, l'augmentation de l'offre occasionnée par l'accroissement du nombre de chirurgiens est plus grande que l'augmentation de la demande découlant de la variation de la population et des autres facteurs qui ont pu l'expliquer durant la même période soit le revenu, l'âge, l'éducation, le sexe, etc.

Si nous représentons ces déplacements sur un graphique cela se traduit par le passage du point A au point B dans le cas où le service n'est pas couvert par l'assurance (graphique 1) et par le passage du point A' au point B' dans le cas d'un régime d'assurance partiel où le consommateur paie une fraction du prix total (graphique 2 où D_A représente la demande sous l'assurance).

Par contre, ce résultat ne semble pas confirmé par les données du marché. Selon le rapport du groupe SOSSUS (rapporté dans Evans 1976), les frais d'opérations sont élevés malgré l'excès de capacité dans le domaine chirurgical et les revenus des chirurgiens sont en général comparables à ceux des autres catégories de médecins spécialisés.

Ces prix élevés ne sont pas le résultat de l'effet de monopole généralement cité dans les livres de base selon lequel l'association des médecins limite l'entrée dans la profession pour maintenir les revenus de ses membres élevés. Comme nous l'avons déjà mentionné, l'offre est restreinte pour l'ensemble de la profession médicale mais non pour les spécialistes à l'intérieur de la profession. De plus, il semble y avoir un excès de capacité dans le domaine chirurgical.

Alors pourquoi n'y a-t-il pas de concurrence sur les prix ? La réponse à cette question a plusieurs volets. Premièrement, il est incertain qu'une baisse de prix augmente le nombre d'opérations d'un chirurgien car il semble que les consommateurs soient portés à identifier la qualité au prix (Fuchs 1974). Une baisse dans les prix pourrait même être interprétée comme un manque de compétence.

De plus, il est difficile de concurrencer sur les prix car l'éthique professionnelle empêche toute forme de publicité sur la compétence des offreurs et sur les prix (Monsma 1970). Seules sont affichées certaines qualifications comme celle de chirurgien certifié ou encore l'affiliation à un hôpital universitaire ou autre centre médical reconnu.

Les opérations chirurgicales sont largement assurées aux Etats-Unis ce qui fait que le consommateur n'aura pas beaucoup d'avantages personnels à répondre à des variations de prix même s'il les connaissait car le prix qu'il paie est bien en deçà du prix brut chargé par les chirurgiens. Enfin, la demande pour les soins médicaux a une élasticité prix inférieure à l'unité et une baisse de prix entraînerait une baisse de revenu toutes choses étant égales par ailleurs.

Pour Evans (1974, 1976), si nous voulons expliquer les résultats de l'étude du groupe SOSSUS, nous devons modifier nos outils d'analyse. Il est d'avis que la mauvaise performance du modèle traditionnel d'analyse est due à l'hypothèse de parfaite information des consommateurs et à son corollaire à savoir l'indépendance des fonctions d'offre et de demande. Il propose un modèle d'influence de l'offre sur les quantités demandées plutôt qu'un modèle de concurrence sur les prix pour expliquer le comportement des agents dans leur stratégie visant à conserver leur niveau de revenu.

L'hypothèse de parfaite information implique que le patient connaît son problème de santé, les formes de soins nécessaires pour le soigner,

la compétence des chirurgiens disponibles et les prix du marché. Le manque de réalisme de cette hypothèse est évident pour Evans (1972) et c'est ce qui explique, selon lui, pourquoi les consommateurs délèguent une partie de leur demande aux médecins : après une première visite c'est celui-ci qui décide quel type et quelle quantité de soins le patient doit utiliser. Le jugement du chirurgien se substitue à celui du patient (Migué et Bélanger 1972).

Cette situation d'information est expliquée d'abord parce que ce genre de marché n'est pas fréquenté régulièrement par le consommateur moyen et lorsque la maladie survient il a peu d'expérience pour guider ses choix. De plus, même s'il a eu quelques expériences, il lui est souvent difficile de connaître la meilleure manière de se soigner à cause de la complexité technique reliée à la profession médicale.

Selon Monsma (1970), le manque de connaissances du patient n'est pas une condition suffisante pour que celui-ci délègue son choix au médecin. La confiance envers le médecin est importante également pour expliquer ce comportement ; le patient doit sentir que l'offreur agit dans le seul intérêt de son malade et non pour lui-même.

Pour Feldstein (1974) le médecin devient l'agent du patient en plus d'être l'offreur sur le marché et dans certains cas, il peut y avoir conflit entre ces deux rôles : le rôle d'agent peut être influencé par celui de l'offreur ayant des intérêts financiers reliés au niveau des services consommés par le patient (voir également Evans 1974 et Monsma 1970). Cette possibilité de conflit est accentuée dans les cas où les médecins sont payés à l'acte et lorsqu'il y a excès de capacité.

Le chirurgien peut donc influencer la demande pour ses propres services en modifiant la perception du patient ou encore en lui donnant de fausses informations sur son état de santé réel ce qui peut occasionner un déplacement de la demande de marché vers la droite si plusieurs offreurs adoptent ce comportement. Si nous revenons à nos représentations graphiques précédentes, cela se traduit par un déplacement des points B et B' aux points C et C'.

Entendons-nous bien ici, l'offreur ne peut influencer complètement la demande des soins médicaux mais lorsque le patient a eu un premier contact avec un médecin, celui-ci peut affecter ou influencer le niveau d'utilisation des services médicaux par la suite. C'est dans ce sens seulement que nous pouvons dire que l'offre peut créer sa propre demande et qu'une augmentation dans le nombre de chirurgiens per capita peut influencer le nombre d'interventions chirurgicales et maintenir les prix à la hausse.

Grossman (1977) identifie ce phénomène comme l'effet de disponibilité des ressources : pour conserver leur niveau de revenus les chirur-

giens augmentent les quantités des services offerts. La question qui nous vient maintenant à l'esprit consiste à nous demander si ces interventions chirurgicales supplémentaires sont vraiment nécessaires à la santé des patients ; est-ce que des patients bien informés accepteraient toutes ces interventions chirurgicales supplémentaires ? De plus, en prenant pour acquis que les consommateurs sont mal informés lorsqu'ils se présentent sur le marché, pourquoi ne s'informent-ils pas avant de prendre une décision dans le cas des opérations électives ? Selon Monsma (1970) ceci est dû au fait que les patients ont confiance aux chirurgiens. Nous avons une autre explication possible à ce phénomène de non-recherche d'information. Elle réside dans le coût réel d'acquisition d'information dans ce genre de marché.

Le modèle que nous allons présenter dans la section suivante explique le comportement d'offre de services inutiles par un producteur dont le carnet de rendez-vous n'est pas complet, situation souvent rencontrée dans le marché des soins chirurgicaux depuis quelques années aux Etats-Unis. Nous reprenons le modèle de Darby et Karni (1973) en l'adaptant à un contexte d'assurance. Il s'agit de vérifier si la couverture d'assurance du service affecte la solution optimale du producteur. Nous tenons compte également du prix du temps du furetage et de la relation de confiance consommateur-producteur proposée par Monsma (1970) pour expliquer les possibilités d'abus.

3.2. *Modèle d'offre de services inutiles par un producteur à un consommateur mal informé*⁴

3.2.1. *Le producteur*

Ce modèle a comme particularité première d'expliquer les possibilités d'abus des producteurs par le coût élevé d'acquisition d'information pour les consommateurs dû à la nature du produit : le bien est offert conjointement avec un diagnostic et si le patient refuse le service offert il doit payer le diagnostic de même que les frais de consultation du chirurgien et le prix du temps utilisé pour cette consultation. De plus, comme le patient peut difficilement apprécier lui-même le service offert⁵, le coût élevé d'acquisition d'information limite également les

4. Ce modèle peut être utilisé pour expliquer les possibilités d'abus des garagistes ou d'autres producteurs offrant des services difficiles à évaluer par le consommateur moyen. Nous présentons le modèle général en l'interprétant en fonction des chirurgiens.

5. Une étude effectuée auprès des Teamsters de New York (Trussel et Von Dyke, 1962) révèle que soixante-quinze pour cent des patients dont le traitement fut jugé sous-optimal par des spécialistes consultants, étaient d'avis qu'ils avaient reçu les meilleurs soins possibles.

possibilités d'obtenir plusieurs opinions d'experts avant de prendre une décision⁶.

L'offreur agit de façon incertaine puisqu'il ne sait pas si le patient va accepter ou non l'offre de services inutiles⁷. Il maximise donc une fonction d'espérance d'utilité de profit qui tient compte des recettes et des coûts d'une telle offre⁸. Il doit estimer les probabilités que le patient accepte son offre à court terme et qu'il revienne dans le futur. Ces probabilités correspondent aux régions de décision du consommateur.

Le montant de fraude optimal est obtenu lorsque l'espérance d'utilité de profit marginal est nulle. Soit une fonction de profit dans laquelle le producteur contrôle l'offre de service, $v \geq 0$, pour un montant d'assurance, $q \geq 0$, donné : l'espérance d'utilité de profit est égale à l'utilité de profit multipliée par la probabilité que le consommateur accepte le diagnostic plus l'utilité de la valeur présente des profits futurs anticipés d'un consommateur multipliée par la probabilité qu'il revienne. Sous forme mathématique, nous obtenons :

$$EU = (1 - F(v, q)) U(l(v) - C(v)) + (1 - P(v, q)) U(V) \quad (1)$$

où :

EU = à la valeur présente pour le producteur de l'utilité de profit espérée ; $U'(l(v) - C(v)) > 0$, $U'(V) > 0$, $U''(l(v) - C(v)) \leq 0$, $U''(V) \leq 0$ selon l'hypothèse de comportement face au risque.

v = au niveau de service total prescrit

q = au niveau d'assurance du consommateur

$l(v)$ = au revenu total, $l_v > 0$, $l_{vv} = 0$ où $l_v = \frac{\partial l}{\partial v}$

V = à la valeur présente pour le producteur des profits futurs anticipés d'un consommateur

$C(v)$ = au coût total $C_v > 0$, $C_{vv} > 0$.

6. Il faut ajouter que les activités de furetage en soi ne sont pas bien vues par la profession médicale (Donabedian 1971) ce qui constitue un frein supplémentaire à la recherche d'information.

7. Il est possible de généraliser le modèle et d'expliquer le comportement de ceux qui chargent des prix plus élevés pour un même service lorsque les consommateurs sont assurés (Dionne 1979).

8. Même si plusieurs auteurs (Feldstein (1974) et plus récemment Contandriopoulos (1976)) ont présenté des modèles avec des fonctions d'utilité ayant comme arguments le revenu et les loisirs pour représenter le comportement des médecins, l'hypothèse de maximisation des profits demeure encore valable pour d'autres (Sloan et Steinwald (1974) et Frech III et Ginsburg (1975)). A notre avis cette hypothèse représente bien le comportement de ceux qui offrent des services inutiles dans l'unique but de maintenir ou d'augmenter leur revenu.

F = à l'estimation par le producteur de la fonction de probabilité cumulative que le client refuse le présent service.

Par hypothèse $F_v > 0$.

P = à l'estimation par la producteur de la fonction de probabilité cumulative que le client refuse les services futurs.

Par hypothèse $P_v > 0$.

F et P sont également fonction de q pour v donné et F_q, P_q représentent la sensibilité du consommateur à l'assurance.

Par exemple, si $F_q < 0$ cela signifie que le producteur estime que si son client augmente son assurance, sa probabilité de refuser un nouveau service sera plus faible et inversement pour le cas où $F_q > 0$.

Récrivons l'équation (1) de la manière suivante :

$$EU = (1 - F(v, q)) U_1 + (1 - P(v, q)) U_2 \quad (1')$$

où :

$$U_1 = U(l(v) - C(v)) \quad \text{et} \quad U_2 = U(V).$$

Le niveau de service total optimal est obtenu en maximisant (1') sur v :

$$\frac{\partial EU}{\partial v} = (1 - F(v, q)) U'_1 (l_v - C_v) - F_v U_1 - P_v U_2 = 0 \quad (2)$$

d'où :

$$(1 - F(v, q)) U'_1 (l_v - C_v) = F_v U_1 + P_v U_2 \quad (3)$$

La condition d'équilibre de premier ordre égale le revenu marginal d'un service supplémentaire frauduleux du coût marginal en terme de pertes de revenus présentes et futures. On remarque que pour avoir un revenu marginal positif, l_v doit être supérieur à C_v si F_v et P_v sont supérieures à zéro et si la probabilité de refus $F(v, q)$ est plus petite que un. Si $F(v, q)$ est égale à un, le producteur n'a pas intérêt à offrir un service frauduleux car le revenu marginal est nul.

La condition de deuxième ordre donne :

$$(1 - F(v, q)) U''_1 (l_v - C_v)^2 + (1 - F(v, q)) U'_1 (-C_{vv}) - 2F_v U'_1 (l_v - C_v) - F_{vv} U_1 - P_{vv} U_2 = D < 0. \quad (4)$$

Nous sommes à un maximum. De façon générale, l'équation (3) peut être représentée par :

9. Soit $F(v)$ une fonction cumulative normale, le producteur va offrir un service frauduleux seulement si $F_{vv} > 0$, c'est-à-dire si $F(v) < .5$. Le même raisonnement s'applique pour $P(v)$.

$$v = g(V, q) \quad (5)$$

La différentielle totale de (5) est égale à :

$$dv = g_V dV + g_q dq \quad (6)$$

De cette expression nous pouvons dégager dv/dV et dv/dq .

$$\frac{dv}{dV} \Big|_{dq=0} = \frac{P_v U'_2}{D} \quad (7)$$

Le signe de dv/dV est négatif puisque $P_v U'_2$ est de signe positif. Plus la valeur présente, pour un producteur, des profits futurs anticipés d'un consommateur est élevée, moins celui-ci a de chance d'être fraudé. Généralement dans le cas des chirurgiens, la valeur des profits futurs anticipés d'un consommateur est faible ce qui diminue le coût d'offrir des services frauduleux lorsque leur carnet de rendez-vous n'est pas complet¹⁰.

Ce qui nous intéresse dans le présent article c'est la relation entre v et q :

$$\frac{dv}{dq} \Big|_{dV=0} = \frac{F_q U'_1 (l_v - C_v) + F_{vq} U_1 + P_{vq} U_2}{D} \quad (8)$$

Le signe de dv/dq dépend du signe du numérateur¹¹. Par exemple, si $F_q < 0$ et P_{vq} et F_{vq} sont ≤ 0 , $dv/dq > 0$, c'est-à-dire que l'assurance augmente les possibilités de fraude pour le producteur. Par contre, nous pouvons obtenir toute une combinaison des résultats possibles. Nous devons donc étudier en détails les fonctions $F(v, q)$ et $P(v, q)$ pour lever cette indétermination. Ce qui nous amène à considérer le comportement du consommateur.

3.2.2. *Le consommateur sans assurance*

Pour expliquer le comportement du consommateur, nous allons utiliser un modèle séquentiel de furetage (Darby et Karni 1973, Boyer, Kihlstrom et Laffont 1977). Lorsque l'événement aléatoire (maladie) s'est produit, l'individu doit choisir un médecin. Il le fait au moyen de visites successives jusqu'à ce qu'il trouve celui lui offrant des conditions satisfaisantes. Ce genre de modèle n'occasionne pas de fonction de demande individuelle. Par contre, au niveau du marché, chaque vendeur

10. Mais nous pourrions avoir, comme coût supplémentaire, la perte des profits futurs multiplié par la probabilité que le consommateur dénonce l'offre de services inutiles à la Corporation des Médecins et que celle-ci intervienne.

11. L'interprétation de F_{vq} et de P_{vq} est la suivante : l'assurance diminue ou augmente l'effet marginal d'une variation de service sur la probabilité de refus du consommateur.

fait face à une fonction de demande obtenue de l'agrégation des stratégies optimales des consommateurs. Cela ne l'empêche pas d'avoir un comportement adapté aux observations qu'il a de chaque client.

Le comportement de furetage du consommateur est différent de ceux présentés couramment dans la littérature sur la recherche du prix et des qualités des biens et ceci pour deux raisons principales. Premièrement celui-ci ne connaît pas beaucoup le service pour lequel il fait du furetage et, deuxièmement, il peut rencontrer des producteurs intéressés à exploiter cette situation d'asymétrie d'information en offrant des services frauduleux.

Le consommateur avant d'entrer sur le marché estime le niveau de services et les coûts correspondants à partir de son information a priori. Cette information reflète son expérience passée comme malade et les connaissances qu'il a pu accumuler en dehors du marché. Nous supposons qu'il juge l'offre du premier chirurgien à partir de cette information a priori. Ses régions de décisions varient avec sa fonction d'utilité, sa richesse, l'information qu'il possède, la distribution des probabilités des niveaux de services possibles et le coût réel du furetage.

Soit une fonction d'espérance d'utilité représentant l'évaluation a priori du consommateur et utilisée comme référence durant sa stratégie de furetage¹² :

$$EU(S) = \int_0^R U(S - l(v)) H(l(v), I) dl(v) \quad (9)$$

où :

$EU(S)$ = à l'espérance d'utilité à partir des diverses possibilités de coûts envisagés par le consommateur ;

S = à sa richesse initiale ;

R = à la limite supérieure de $l(v)$; $0 < R < \infty$ ¹³

12. Il est possible d'introduire l'utilité directe que procure le traitement d'une maladie dans cette fonction. En utilisant les montants de dépenses associés aux différents traitements comme mesures des services correspondants, nous pouvons récrire (9) et obtenir :

$$EU(l(v), S) = \int_0^R U(l(v), S - l(v)) H(l(v), I) dl(v) \quad (9')$$

Cette façon de procéder, en plus d'enrichir l'interprétation du modèle, nous permet d'expliquer, d'une part, le refus d'une quantité de service jugée insatisfaisante pour un événement donné et, d'autre part, la non-acceptation de services jugés inutiles sous un régime de pleine assurance pour des motifs autres que pécuniaires. Pour plus de détails, voir Dionne (1979).

13. R peut être interprété comme la valeur de remplacement d'un bien durable. Dans le cas d'une maladie, l'évaluation de R est beaucoup plus délicate ; nous la laissons à la discrétion de chaque individu.

- $l(v)$ = au coût du traitement ;
 $l(o)$ = au coût fixe du diagnostic et des frais de consultation ;
 H = à une fonction de densité quelconque ; dans le texte, nous allons écrire $H(.,.)$ pour $H(l(v), I)$;
 I = au niveau d'information a priori du consommateur.

Nous pouvons introduire le prix du temps du furetage en redéfinissant S :

$$S = WT \quad (10)$$

où :

T = à la quantité de temps de travail total d'un individu¹⁴ pour une période donnée ;

W = au taux de salaire par unité de temps de travail.

Si nous récrivons T en fonction des activités de furetage, nous obtenons lorsque le consommateur rencontre le premier producteur ($x = 1$) :

$$EU(S_1) = \int_0^R U(S_1 - l(v)) H(.,.) dl(v) \quad (11)$$

où :

$S_1 = W(T_0 - t)$;

$T = T_0 - tx$;

T_0 = à une constante ;

x = à la quantité de diagnostics ;

t = au temps total utilisé pour un diagnostic.

Il y a incertitude car le consommateur ne connaît pas le coût du service et que le producteur peut exploiter ce manque d'information. Supposons que le premier vendeur lui offre $l(\bar{v})$ comme coût du traitement, le consommateur doit choisir entre accepter cette offre ou aller en voir un autre et espérer rencontrer de meilleures conditions.

S'il accepte, son coût en terme d'utilité sera $U(S_1 - l(\bar{v}))$. S'il refuse, il doit payer le diagnostic et les frais de consultation $l(o)$ et utiliser son temps pour aller voir ailleurs. Son espérance d'utilité sera $EU(S_1 - l(o) - Wt) = EU(WT_0 - l(o) - 2Wt)$.

La décision sera donc prise selon les critères suivants :

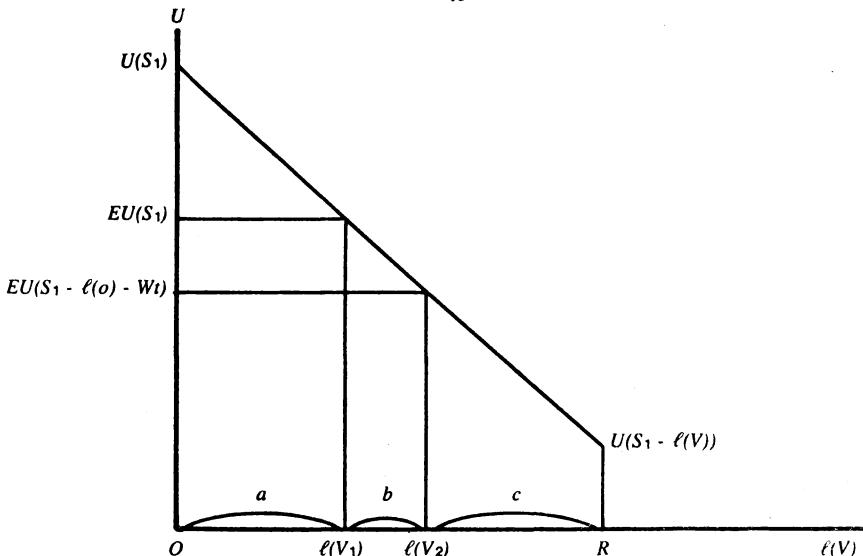
14. Nous supposons que le temps utilisé pour le furetage est du temps de travail.

- a) si $U(S_1 - l(\bar{v})) \geq EU(S_1)$; l'individu accepte l'offre étant donné que l'utilité certaine qu'il en retire est supérieure à l'espérance d'utilité qu'il avait avant de rencontrer l'intermédiaire. Il ne se sent pas fraude et il va revenir plus tard si l'événement aléatoire (maladie) se reproduit ;
- b) si $EU(S_1 - l(o) - Wt) \leq U(S_1 - l(\bar{v})) < EU(S_1)$; l'individu croit qu'il y a de la fraude mais accepte quand même le présent service étant donné le coût fixe du diagnostic et des frais de consultation $l(o)$ et le prix du temps de furetage Wt . Par contre, il ne reviendra pas ;
- c) si $U(S_1 - l(\bar{v})) < EU(S_1 - l(o) - Wt)$; l'individu refuse le traitement et va ailleurs immédiatement car l'utilité certaine qu'il retire de l'offre du producteur est inférieure à l'espérance d'utilité d'aller en voir un autre, de payer le coût fixe du diagnostic et des frais de consultation du premier et de défrayer le prix du temps que cela occasionne. Il ne reviendra pas.

La présentation graphique de ce processus de décision pour un individu qui est neutre face au risque donne¹⁵ :

Nous pouvons caractériser les régions a , b , c . Le consommateur est dans la région a si $EU(S_1) \leq U(S_1 - l(\bar{v}))$. La frontière de la région est déterminée lorsque :

GRAPHIQUE 3



15. Dans Dionne (1979), nous considérons le cas d'aversion au risque.

$$U(S_1 - l(v_1)) = EU(S_1) \quad (12)$$

celle de la région b lorsque :

$$U(S_1 - l(v_2)) = EU(S_1 - l(o) - Wt) \quad (13)$$

et celle de la région c lorsque :

$$U(S_1 - l(v)) = U(S_1 - R). \quad (14)$$

Le producteur en estimant subjectivement $P(v, q)$ et $F(v, q)$ évalue les régions a et b respectivement.

3.2.3. *Le consommateur avec de l'assurance*

Si le service est couvert pas l'assurance, l'espérance d'utilité du consommateur devient :

$$EU(S_1, \alpha, k) = \int_0^R U(S_1 - l(v) + q) H(., .) dl(v) \quad (15)$$

t.q. $q = \alpha(l(v) - k)$
 $(l(v) - k) \geqq 0$
 $k \geqq 0$
 $0 \leqq \alpha \leqq 1$

où :

- q = au montant d'assurance si l'événement se produit ;
- α = à la fraction de la perte qui est couverte par l'assurance ;
- k = au montant du déductible.

Dans le cas d'un modèle linéaire, la relation (15) est égale à :

$$EU(S_1, \alpha, k) = U(S_1 - El(v) + \alpha \int_k^R (l(v) - k) H(., .) dl(v)) \quad (16)$$

où :

$$El(v) = \int_0^R l(v) H(., .) dl(v) \quad \text{et} \quad \int_0^R H(., .) dl(v) = 1$$

Nous avons comme cas particuliers :

1) la non-assurance

$$k = 0 \rightarrow EU(S_1) = U(S_1 - El(v))$$

$$\alpha = 0$$

2) la coassurance sans déductible

$$k = 0 \rightarrow EU(S_1, \alpha) = U(S_1 - (1 - \alpha) El(v))$$

$$0 < \alpha < 1$$

3) la pleine assurance sans déductible

$$\begin{aligned} k = 0 &\rightarrow EU(S_1, 1) = U(S_1) \\ \alpha = 1 & \end{aligned}$$

4) la pleine assurance avec déductible

$$\begin{aligned} \alpha = 1 &\rightarrow EU(S_1, 1) = U(S_1 - El(v)) + \int_0^R (l(v) - k) \\ k > 0 & H(., .) dl(v) \end{aligned}$$

Dans le présent article nous allons nous limiter au régime de coassurance sans déductible ($k = 0$)¹⁶. Ce qui nous permet de récrire (16) et d'obtenir :

$$\begin{aligned} EU(S_1, \alpha) &= \int_0^R U(S_1 - (1 - \alpha) l(v)) H(., .) dl(v) \quad (17) \\ \text{t.q.} \quad 0 \leq \alpha \leq 1 & \end{aligned}$$

Le problème ici n'est pas de choisir un α optimal pour l'assuré mais d'étudier son comportement face aux possibilités de fraude pour un α donné.

Pour mesurer l'effet de l'assurance sur les possibilités de fraude, on doit vérifier ce qui arrive aux régions a , b , c , lorsqu'on modifie le niveau d'assurance α . Si la région a augmente, cela signifie que la région où l'individu ne se sent pas fraudé est plus grande et les possibilités de fraude sont plus fortes pour le producteur. En effet, si la frontière de la région a se déplace vers la droite, le consommateur va accepter plus de services du producteur sans que l'utilité certaine $U(S_1 - (1 - \alpha) l(\bar{v}))$ qu'il en retire ne devienne inférieure à l'espérance d'utilité $EU(S_1, \alpha)$ qu'il avait avant de rencontrer l'intermédiaire. Cela implique également pour le producteur que les probabilités de refus du consommateur sont plus faibles.

Dans le cas où la région a demeure constante, les possibilités de fraude ne varient pas et lorsqu'elle diminue, les possibilités de fraude sont moins grandes. La même analyse s'applique pour la région b .

Par contre, l'interprétation de la variation des possibilités de fraude n'est pas la même pour les régions a et b . Si c'est la région b qui augmente, par exemple, cela signifie que le consommateur accepte plus de

16. En général, la variation du déductible peut affecter les possibilités de fraude seulement dans les cas de maladies entraînant des petits montants de perte. L'analyse de l'introduction d'un déductible est présentée en détail dans Dionne (1979).

services présentement ou à court terme. Si c'est la région a qui se déplace vers la droite, il acceptera plus de services dans le futur ou à long terme. Pour ce qui est de la région c , pour un R constant, elle est un résidu des variations des régions a et b .

Proposition 1 : Dans le cas d'une fonction d'utilité linéaire, si le régime de coassurance est complet, les possibilités de fraude de long terme ne varient pas avec un changement du niveau de coassurance alors que celles de court terme augmentent avec le coût réel du furetage.

Un régime de coassurance est complet si le coût du diagnostic et les frais de consultation ont la même couverture d'assurance que le service même si le consommateur refuse le service offert. Par contre, le prix du temps du furetage n'est pas couvert par l'assurance.

Au point $l(v_1)$ nous avons :

$$U(S_1 - (1 - \alpha) l(v_1)) = U(S_1 - (1 - \alpha) El(v)) \quad (18)$$

Ce qui implique que :

$$l(v_1) = El(v) \quad (19)$$

et

$$\frac{dl(v_1)}{d\alpha} = 0 \quad (20)$$

Au point $l(v_2)$ nous avons :

$$U(S_1 - (1 - \alpha) l(v_2)) = U(S_1 - (1 - \alpha) (El(v) + l(o)) - Wt) \quad (21)$$

Ce qui implique que :

$$l(v_2) = El(v) + l(o) + Wt/(1 - \alpha)$$

où $l(o) + WT/(1 - \alpha)$ est le coût réel du furetage¹⁷.

$$\frac{dl(v_2)}{d\alpha} = \frac{Wt}{(1 - \alpha)^2} > 0 \quad (22)$$

Les possibilités de fraude de court terme augmentent avec la couverture d'assurance. De plus $\frac{d^2l(v_2)}{d\alpha^2} = \frac{2 Wt}{(1 - \alpha)^3} > 0$. Plus le régime de coassurance est élevé plus les possibilités de fraude sont élevées pour le producteur.

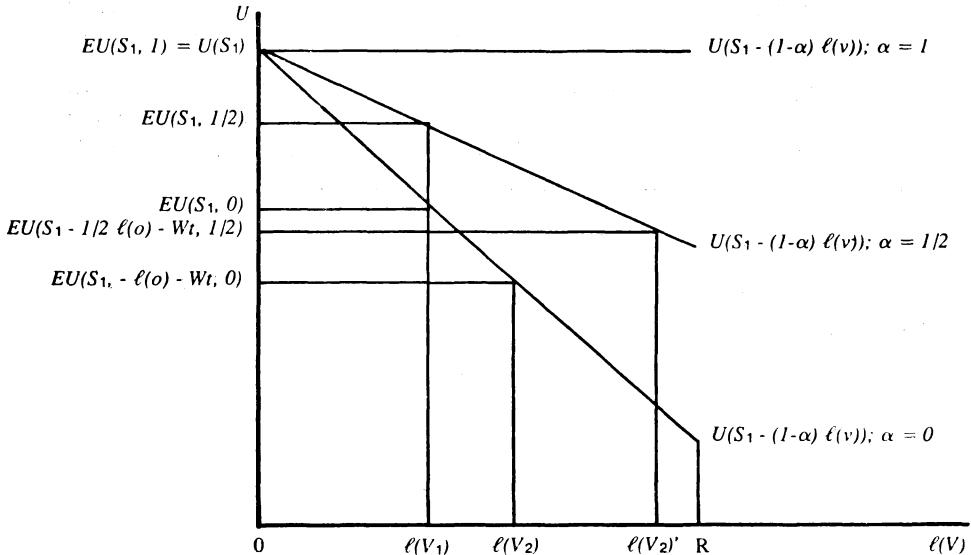
Puisque la région a demeure constante, l'augmentation de la fraude est limitée à ceux qui avaient déjà décidé de ne pas revenir dans le

17. Voir annexe I.

futur. Il s'agit d'une réallocation des régions b et c . Si b augmente au détriment de c , cela veut dire que plus de clients vont accepter le service présent même si ce service est frauduleux étant donné l'augmentation du coût réel du furetage.

Nous pouvons représenter graphiquement ces résultats :

GRAPHIQUE 4



La frontière $l(v_1)$ ne varie pas avec α alors que la frontière $l(v_2)$ se déplace à $l(v_2)'$ lorsque α passe de 0 à 1/2.

Proposition 2 : Dans le cas d'une fonction d'utilité linéaire, si $l(o)$ n'est pas couvert lorsque le client refuse le service offert, les possibilités de fraude sont plus élevées que dans un régime de coassurance complet.

L'analyse de la région a demeure la même mais la frontière de la région b est maintenant égale à :

$$l(v_2) = El(v) + (l(o) + Wt)/(1 - \alpha) > El(v) + l(o) + Wt/(1 - \alpha) \quad (23)$$

et :

$$\frac{dl(v_2)}{d\alpha} = \frac{l(o) + Wt}{(1 - \alpha)^2} > \frac{Wt}{(1 - \alpha)^2} \quad (24)$$

Si nous examinons le graphique 4, nous remarquons que pour $0 \leq \alpha < 1$, la région a demeure constante quel que soit α . Par contre, si $\alpha = 1$, la région a couvre toute la surface sous la ligne EF . Le consommateur n'a aucune motivation individuelle à être attentif à la fraude

dans un régime de pleine assurance et il ne se sent pas fraudé quel que soit $l(v)$.

Proposition 3 : Si la fonction d'utilité est linéaire, dans un régime de pleine assurance, la région a couvre toute la surface OR .

La limite de la région a est obtenue lorsque :

$$U(S_1 - (1 - \alpha) l(v_1)) = U(S_1 - (1 - \alpha) El(v)) \quad (25)$$

Et le niveau d'utilité lorsque $l(v) = R$ est égal à $U(S_1 - (1 - \alpha) R)$. Si $\alpha = 1$ on obtient que :

$$U(S_1 - (1 - \alpha) R) = U(S_1 - (1 - \alpha) l(v_1)) = U(S_1 - (1 - \alpha) El(v)) \quad (26)$$

Nous pouvons vérifier également que $l(v_2) = l(v_1)$ et que la région b se confond avec la région a . Enfin, le coût réel du furetage est égal à l'infini. (voir annexe I) ¹⁸.

3.2.4. Relation de confiance envers le marché et les possibilités de fraude

Nous allons maintenant intégrer le processus d'acquisition d'information du consommateur à l'aide de la statistique bayésienne et vérifier qu'il y a un lien positif entre la confiance qu'a le consommateur envers le marché et les possibilités de fraude.

Dans la fonction d'espérance d'utilité du consommateur I représente son niveau d'information a priori. I peut être évalué par la moyenne et la variance de la loi de distribution des coûts. Ce qui nous permet de récrire l'équation (11) et d'obtenir ¹⁹ :

$$EU(S_1)_o = \int_o^R U(S_1 - l(v)) H(l(v), El(v)_o, 1/\varphi)$$

où $H(l(v), El(v)_o, 1/\varphi)$ est une fonction de densité suivant une loi de distribution normale de moyenne $El(v)_o$ et de variance $1/\varphi$. $El(v)_o$ est l'estimation des coûts possibles du service avant d'entrer dans le marché et φ est une mesure de confiance qu'a le consommateur envers son estimation. Plus la variance est élevée, moins celui-ci a confiance.

Dans son processus séquentiel de furetage, le consommateur reçoit des offres de service et doit décider s'il accepte ou non le niveau de service qui lui est offert. Pour lui l'offre $l(v)$ est une observation d'une

18. Il est bien entendu que ces résultats dépendent de l'hypothèse que l'utilité du consommateur est strictement fonction du revenu net des dépenses. Voir note 12.

19. Nous pouvons introduire la relation de confiance dans le problème du producteur en supposant que F et P sont fonction de I .

variable aléatoire qu'il tire d'une distribution normale connue $N(\mu, 1/\theta)$ où μ est la vraie valeur du niveau de service qu'il accepterait s'il était parfaitement informé et $1/\theta$ est la variance de cette distribution. Le consommateur ne connaît pas μ mais il connaît $1/\theta$. θ représente la confiance qu'il a envers les producteurs de ce marché : si θ est élevé, cela signifie pour lui que la probabilité que $l(v)$ soit près de μ est élevée. Par exemple, un client peut avoir une grande confiance envers le chirurgien qu'il consulte ; cela signifie qu'il estime que l'avis de cet expert représente bien la moyenne du marché.

Si nous utilisons le théorème de Bayes (Kihlstrom 1974, Boyer, Kihlstrom et Laffont 1979) l'espérance d'utilité du consommateur a posteriori est égale à :

$$EU(S_1)_1 = \int_k^R U(S_1 - l(v)) H(l(v), El(v)_1, \sigma_1^2) \quad (28)$$

où :

$$El(v)_1 = (\theta l(\bar{v}) + \varphi El(v)_0) / (\theta + \varphi) \quad (29)$$

$$\sigma_1^2 = 1 / (\theta + \varphi) \quad (30)$$

Cette nouvelle espérance d'utilité permet au consommateur d'évaluer l'offre de l'intermédiaire en tenant compte de son information a priori et du niveau de service offert par le producteur, chacun étant pondéré par sa variance.

Nous pouvons maintenant caractériser les régions de décision a et b dans le cas d'une fonction d'utilité linéaire : la frontière de la région a est obtenue lorsque $U(S_1 - l(v_1))$ est égale à $EU(S_1)_1$ et $l(v_1)$ est égal à :

$$l(v_1) = (\theta l(\bar{v}) + \varphi El(v)_0) / (\theta + \varphi) \quad (31)$$

$l(v_2)$ demeure égal à $l(v_1) + l(o) + Wt$.

Le consommateur est maintenant prêt à accepter une offre supérieure à $El(v)_0$ sans se sentir fraudé à long terme. A la limite, nous remarquons que si $\varphi \rightarrow 0$, $l(v_1) \rightarrow l(\bar{v})$ et en utilisant la règle de l'Hôpital, nous obtenons que si $\theta \rightarrow \infty$, $l(v_1) \rightarrow l(\bar{v})$, c'est-à-dire que si le consommateur n'a pas confiance dans son évaluation a priori ($\varphi \rightarrow 0$) ou s'il a une très grande confiance envers le producteur ($\theta \rightarrow \infty$), l'offre de celui-ci ($l(\bar{v})$) devient sa frontière d'acceptation sans qu'il se sente fraudé à long terme²⁰.

20. Inversement si $\theta \rightarrow 0$, $l(v_1) \rightarrow El(v)_0$ et si $\varphi \rightarrow \infty$, $l(v_1) \rightarrow El(v)_0$.

Proposition 4 : Dans le cas d'une fonction d'utilité linéaire, si le consommateur agit comme un statisticien bayésien, les possibilités de fraude augmentent avec la confiance qu'il a envers le marché.

$$\frac{dl(v_i)}{d\theta} = \frac{\varphi(l(\bar{v}) - El(v)_o)}{(\theta + \varphi)^2} > 0 \quad \text{si } l(\bar{v}) > El(v)_o \quad \text{pour } i = 1, 2 \quad (32)$$

Les frontières des régions a et b se déplacent vers la droite. Soit l'exemple suivant :

$$\begin{aligned} \theta &= 0, El(v)_o = 500, l(o) + Wt = 100, l(\bar{v}) = 650, \varphi = 1/100 \\ l(v_1) &= 500 \\ l(v_2) &= 600 \end{aligned}$$

Le consommateur refuse le service et va ailleurs immédiatement. Il n'a aucune confiance envers les producteurs : seule son évaluation a priori lui sert de référence. Si maintenant nous supposons qu'il a une certaine confiance envers les producteurs, nous obtenons :

$$\begin{aligned} 1/\theta &= 10, \theta = 1/10, El(v)_o = 500, l(o) + Wt = 100, \\ l(v_1) &= 636 & l(v_2) &= 736 \\ l(v) &= 650, \varphi = 1/100 \end{aligned}$$

Le consommateur accepte l'offre à court terme mais il ne reviendra pas dans le futur. Enfin, si $\theta \rightarrow \infty$, $l(v_1) \rightarrow 650$ et le consommateur accepte le service immédiatement et ne se sent pas fraudé. Il va revenir dans le futur. C'est le cas où le consommateur a une très grande confiance envers les producteurs. Nous obtenons le même résultat si $\varphi \rightarrow 0$, et si $\theta > 0$, c'est-à-dire lorsque le consommateur n'a aucune confiance dans son évaluation a priori.

Conclusion

Dans cet article nous avons présenté un modèle théorique pour expliquer le comportement d'offre de services inutiles par des intermédiaires à des consommateurs mal informés. Nous avons démontré que les possibilités d'abus augmentaient avec la couverture d'assurance. En particulier, pour les régimes de pleine assurance, elles sont très élevées du fait que le coût marginal du service est nul à court terme et que le coût réel du furetage est égal à l'infini. De plus, nous avons vérifié que la confiance dans les relations offreur-demandeur limitait le furetage.

Nous avons également appliqué ce modèle dans le marché des soins chirurgicaux aux Etats-Unis²¹. Ce marché reflète bien les principales caractéristiques du modèle :

21. Fuchs (1978) présente une étude empirique démontrant qu'il y a un lien positif (et significatif) entre le nombre de chirurgiens per capita et le nombre d'interventions chirurgicales per capita.

- il y a excès de capacité du côté de l'offre : le taux de croissance du nombre de chirurgiens per capita a été très élevé ces dernières années et plusieurs d'entre eux ont des charges de travail en deçà du niveau désiré. Il semble que cette situation soit généralisée à l'ensemble des Etats-Unis ;
- les coûts du furetage sont élevés dans ce marché : ils comprennent les coûts du diagnostic, les frais de consultation des chirurgiens et le prix du temps de furetage. Dans les régimes d'assurance non complets aucun de ces coûts n'est couvert par l'assurance alors que dans les régimes complets les coûts du diagnostic et de consultation sont couverts. Par contre, le prix du temps de furetage n'est jamais remboursé ;
- la relation de confiance patient-médecin est importante dans ce marché ;
- il est difficile pour le consommateur de juger et d'apprécier l'utilité qu'il retire de l'offre du service sans être obligé de consulter au moins un autre expert ce qui lui occasionne des frais supplémentaires ;
- malgré l'excès de capacité dans le domaine chirurgical, les frais d'opération et les revenus des chirurgiens demeurent élevés.

Tous ces faits et caractéristiques réunis peuvent expliquer la mauvaise allocation des ressources chirurgicales et la montée rapide des coûts des soins de la santé aux Etats-Unis.

Des groupes d'assurances de la ville de New York à l'aide d'un hôpital universitaire ont mis sur pied un programme de deuxième consultation pour leurs membres. Le triple but de cette initiative est de permettre aux consommateurs d'être mieux informés devant la décision d'être opérés, de déceler les activités abusives de certains offreurs et de réduire les coûts engendrés par les opérations inutiles. Le moyen utilisé est le furetage des consommateurs sur base volontaire ou non. Le groupe d'assurances paie les frais du diagnostic et de la deuxième consultation à un chirurgien indépendant lorsqu'un premier a prescrit une opération chirurgicale au patient (McCarthy et Widner 1974, McCarthy 1977, Gafe 1978).

Un régime est dit volontaire si la personne a le libre choix d'avoir ou non une deuxième consultation. Un régime est dit obligatoire si le refus d'avoir une deuxième consultation entraîne la non-couverture des frais d'opérations par le groupe ou la compagnie d'assurances.

Les résultats préliminaires sont les suivants. Les consommateurs ne font pas beaucoup de furetage sur une base volontaire dans un régime de pleine assurance même si les coûts du diagnostic et de la deuxième

consultation sont couverts. Seulement dix pour cent des patients ont demandé une deuxième consultation avant de prendre une décision. De ce nombre, plusieurs en ont demandé une simplement pour éviter l'opération même si elle est nécessaire pour eux.

Deux raisons peuvent expliquer ce résultat :

- 1) le coût réel du furetage est encore trop élevé pour ceux qui ont des doutes sur le niveau de services offerts : le gain privé anticipé est plus faible que le coût certain de faire du furetage ;
- 2) beaucoup de patients sont d'accord avec l'opinion du premier chirurgien soit parce que leur cas de maladie est évident, soit parce qu'ils sont mal informés au départ ou soit parce qu'ils ont une grande confiance en leur chirurgien. Cela ne veut pas dire nécessairement qu'il n'y a pas d'abus mais que le consommateur accepte le service offert étant donné qu'il ne se sent pas fraudé.

Les groupes d'assurances qui ont utilisé le régime de furetage volontaire n'ont pas eu de réduction significative dans leur nombre d'opérations. Pour les groupes obligatoires, le coût de ne pas faire de furetage est tellement élevé que quatre-vingts pour cent des patients ont consulté un deuxième chirurgien même si parfois ils étaient d'accord avec le premier. Ces groupes ont obtenu des baisses de dix pour cent dans leur nombre d'opérations et des réductions de coûts importantes.

Dans notre modèle théorique nous avons abordé une autre solution ²² pour limiter les possibilités d'abus des offreurs dans les modèles d'assurance. Il s'agit de l'utilisation de la coassurance. La coassurance réduit les possibilités d'abus comparativement à un régime de pleine assurance, si le consommateur a une certaine confiance dans son évaluation a priori et si cette évaluation est raisonnable ²³.

Avec la prise en compte du facteur confiance et du cas possible de la mauvaise évaluation de départ, il est probable que le consommateur ne se sente jamais fraudé même s'il a le régime d'assurance le plus efficace pour l'inciter à faire du furetage. Il est donc difficile de justifier pour des raisons d'efficacité l'utilisation de la coassurance pour limiter les abus des offreurs d'autant plus qu'elle pénalise les consommateurs alors que nous faisons face à un problème d'offre ²⁴.

22. D'autres auteurs ont abordé des solutions alternatives. En plus de celles de réduire le nombre de chirurgiens à long terme et de réallouer les ressources médicales aux U.S.A. (Dickerson 1976b), nous pouvons citer le paiement à salaire et la pratique en groupe (Evans 1974, Rivard 1970, Holahan 1976) et les comités de surveillance et de contrôle dans les hôpitaux (Dick 1977).

23. En d'autres termes, s'il est dans les régions de décision *a* ou *b*. Lorsque l'individu surévalue le niveau de service a priori (région *c*), il ne se sentira jamais fraudé.

24. Il est également démontré que les régimes de coassurance pénalisent surtout les pauvres (Beck 1974).

La solution du furetage obligatoire nous semble supérieure à celle de la coassurance : en plus d'informer tous les consommateurs, elle permet de détecter les possibilités d'abus que les consommateurs seuls n'auraient pas découvert à cause de la relation de confiance patient-médecin et de leur mauvaise information de départ.

Une autre solution serait de séparer complètement le marché d'information du marché des soins. Dans le domaine des soins médicaux il existe deux marchés dans un : le marché d'information et le marché des soins comme tels et c'est le même agent qui contrôle les deux offres. Si l'on sépare les deux marchés on enlève beaucoup de possibilités aux offreurs. On pourrait avoir, par exemple, un centre de diagnostic qui donnerait de l'information au patient et celui-ci, par la suite, choisirait un chirurgien pour se faire traiter. C'est une forme de furetage systématisé qui n'est pas tellement éloignée de la solution du furetage obligatoire dans les cas où les deuxièmes consultants n'ont pas le droit d'opérer les patients qu'ils reçoivent pour cette pratique.

Georges DIONNE,
*Département de sciences économiques,
 Université de Montréal.*

ANNEXE I

Soit $l(o)$ le coût du diagnostic et des frais de consultation et Wt le prix du temps de furetage. Nous allons définir d comme étant le coût du furetage encouru selon les régimes d'assurance et δ le coût réel du furetage, c'est-à-dire le coût du furetage pondéré par la couverture d'assurance du service.

1) si non-assurance

$$\alpha = 0$$

$$d = l(o) + Wt = \delta$$

2) si coassurance complète $l(o)$ est couvert et

$$0 < \alpha < 1$$

$$d = (1 - \alpha) l(o) + Wt \quad \text{et} \quad \delta = l(o) + Wt / (1 - \alpha)$$

3) si coassurance non complète $l(o)$ non couvert et

$$0 < \alpha < 1$$

$$d = l(o) + Wt \quad \text{et} \quad \delta = (l(o) + Wt) / (1 - \alpha)$$

4) si pleine assurance complète $l(o)$ est couvert et

$$\alpha = 1$$

$$d = Wt \quad \text{et} \quad \delta = \infty$$

BIBLIOGRAPHIE

- ARROW, K.J. (1963), « Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care », *American Economic Review*, (Décembre), pp. 941-973.
- BECK, R.G. (1974), « The Effect of the Co-Payment on the Poor », *Journal of Human Resources*, vol. IX, pp. 129-142.
- BLACKSTONE, E.A. (1974), « Misallocation of Medical Resources : The Problem of Excessive Surgery », *Public Policy*, vol. 22 (Eté), pp. 329-352.
- BOYER, M., KIHLSTROM, R. et LAFFONT, J.J. (1977), *Le calcul économique de la publicité frauduleuse*, Université de Montréal, 135 pages.
- BOYER, M., KIHLSTROM, R. et LAFFONT, J.J. (1979), « Le calcul économique de la publicité frauduleuse », *L'Actualité Economique*, n° 1, pp. 46-67.
- CONTANDRIOPoulos, A.P. (1976), *Un modèle de comportement des médecins en tant que producteurs de services*, thèse de doctorat présentée à l'Université de Montréal, non publiée, 294 pages.
- CULYER, A.J. (1971), « The Nature of the Commodity « Health Care » and its Efficient Allocation », *Oxford Economics Papers*, vol. 23, pp. 189-211.
- DARBY, M. et KARNI, E. (1973), « Free Competition and the Optimal Amount of Fraud », *Journal of Law and Economics*, vol. 14, pp. 67-88.
- DIONNE, G. (1979), *Le risque moral et le furetage des consommateurs*, Département de sciences économiques, Université de Montréal, 280 pages.
- DONABEDIAN, A. (1971), « Social Responsibility for Personal Health Services : An Examination of Basis Value », *Inquiry*, vol. 8(2), pp. 3-19.
- DYCK, F.J. (1977), « Effect of Surveillance on the Number of Hysterectomies in the Province of Saskatchewan », *New England Journal of Medicine*, (Juin), pp. 1326-1328.
- EVANS, R.G. (1972), *Price Formation in the Market for Physician Services in Canada 1957-1969*, Information Canada.
- EVANS, R.G. (1974), « Models, Markets and Medical Care », in Officer and Smith : *Issues in Canadian Economics*, McGraw-Hill Ryerson Limited, pp. 197-206.
- EVANS, R.G. (1976), « Does Canada Have Too Many Doctors ? Why Nobody Loves an Immigrant Physician », *Analyse de Politique*, vol. II, (Printemps), pp. 147-160.
- FELDSTEIN, M.S. (1973), « The Medical Economy », *Scientific American*, vol. 229, (Septembre), pp. 151-156, 158-159.
- FELDSTEIN, M.S. (1974), « Econometric Studies of Health Economics » in Intriligator and Keadack : *Frontiers of Quantitative Economics*, North Holland Publications Co.
- FRECH III, H.E. et GINSBURG, P.B. (1975), « Imposed Health Insurance in Monopolistic Market : A Theoretical Analysis », *Economic Inquiry*, vol. XIII, (Mars), pp. 55-70.
- FUCHS, V.R. (1974), *Who Shall Live ? Health, Economics and Social Choice*, Basic Books Inc. Publishers, New York, 1974, 168 pages.

- FUCHS, V.R. (1978), « The Supply of Surgeons and the Demand for Operations », *The Journal of Human Resources*, XIII (supplément), pp. 35-56.
- GRAFE, W.R. et autres (1978), *The Elective Surgery Opinion Program*, Departments of Surgery and Public Health, Cornell University Medical College, New York, (Avril), 18 pages, (non publié).
- GROSSMAN, M. (1977), « A Survey of Recent Research in Health Economics », *The American Economist*, (Printemps), pp. 14-20.
- HOLAHAN, J. (1977), *Physician Supply, Peer Review and Use of Health Services in Medical*, The Urban Institute, Washington, D.C., 69 pages.
- KESSEL, R. (1958), « Price Discrimination in Medicine », *Journal of Law and Economics*, vol. I, (Octobre), pp. 20-53.
- KIHLSTROM, R. (1974), « A Bayesian Model of Demand for Information About Product Quality », *International Economic Review*, vol. 15, (Février), pp. 99-118.
- MCCARTHY, E.G. et WIDNER, G.W. (1974), « Effects of Screening by Consultants on Recommended Elective Surgical Procedures », *New England Journal of Medicine*, (Décembre), pp. 1331-1335.
- MCCARTHY, E.G. et autres (1977), *Second Opinion Surgical Program : A Vehicle for Cost Containment*. Texte présenté à The American Medical Association's Commission on Costs of Medical Care, Chicago, Illinois, (Mars), 29 pages (non publié).
- MIGUÉ, J.L. et BÉLANGER, G. (1972), *Le prix de la santé*, Editions Hurtubise, HMH Ltée, Montréal, 238 pages.
- MONSMA, M.N. Jr. (1970), « Marginal Revenue and the Demand for Physicians Services », in Klarman, H.E. ed., *Empirical Studies in Health Economics*, The Johns Hopkins Press, Baltimore et Londres, 433 pages.
- NICKERSON, R.J. et autres (1976), « Doctors Who Perform Operation », *New England Journal of Medicine*, (Octobre), Partie A : 24 octobre, pp. 921-926 ; Partie B : 28 octobre, pp. 982-989.
- PHELPS, C.E. (1975), « Effects of Insurance on Demand for Medical Care », in *Equity in Health Services : Empirical Analysis in Social Policy*, edited by Anderson, R. et autres, Ballinger Publications Company, pp. 105-130.
- RIVARD, J.Y. (1970), *La rémunération du corps médical*, annexe 13, Commission d'enquête sur la Santé et le Bien-être social, Gouvernement du Québec, 41 pages.
- SCHNEIDER, J.F. (1972), « Useful Work for Specialists », *New England Journal of Medicine*, vol. 287 (27 Juillet), p. 207.
- SLOAN, F. (1970), « Lifetime Earnings and Physician Choice of Speciality », *Industrial Labor Relations Review*, 24, (Octobre), pp. 47-56.
- SLOAN, F., STEINWALD, B. (1975), « The Role of Health Insurance in the Physicians' Services Market », *Inquiry*, vol. XIII, n° 4, pp. 275-299.
- TRUSSEL, R.E. et VON DYKE, E. (1962), *Prepayment for Medical and Dental Care in New York State*, Columbia University, New York, pp. 225-248.