

# Déterminants de l'utilisation des services médicaux en régime d'assurance-maladie

## Determinants of utilization of health cares under public insurance regime

N. M. Hung et N. V. Phu

Volume 56, numéro 2, avril-juin 1980

Économies des services de santé

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/600913ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/600913ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Hung, N. M. & Phu, N. V. (1980). Déterminants de l'utilisation des services médicaux en régime d'assurance-maladie. *L'Actualité économique*, 56(2), 164-193. <https://doi.org/10.7202/600913ar>

Résumé de l'article

Under the regime of public health insurance, the utilization of health cares are determined by various socio-demographic and economic characteristics of the beneficiaries. These determinants are estimated in this study where we apply the dummy variable regression technique to the AMULET data bank, a 1971 cross-section of 8,608 beneficiaries in the province of Québec where most of health cares are free. In increasing order of importance, we find that :

i) The individual utilization of health care is increasing with the age of beneficiaries and is higher for women than for the men for the age-group 15-50 years. This tendency is reversed for the age-group 50 years and older since the rate of increase in utilization is higher for men. There is, however, any significant difference in utilization on the basis of sex discrimination for the age-group 0-15 years. The structure age-sex, being of course a proxy of the health status of the beneficiaries, is the most important determinant of health cares utilization.

ii) Individual utilization depends on the income class to which belongs the beneficiary. The beneficiaries of the highest and the lowest income class utilize more health care than those belonging to the so called "middle class". Notice however that the lowest income class in the data sample is composed in majority of aged beneficiaries.

iii) The size of the beneficiaries' family is not a significant determinant of the utilization of health care for children of age-group 0-15 years. For other age-group however, utilization decreases with this family size for men, but increases for women.

iv) The geographic area where the beneficiaries are identified is a weak determinant of utilization. Beneficiaries in urban area utilize more of health care than those living in rural area.

# DÉTERMINANTS DE L'UTILISATION DES SERVICES MÉDICAUX EN RÉGIME D'ASSURANCE-MALADIE \*

## I. INTRODUCTION

L'instauration d'un système d'assurance universelle telle que l'assurance-maladie au Québec est une première dans son genre en Amérique du Nord. Elle attire l'attention de nombreux chercheurs, précisément parce que son impact social reste encore plus ou moins connu. Une question importante à poser est celle portant sur l'impact redistributif de ce programme d'assurance publique.

Les éléments susceptibles de jeter une lumière sur cette question sont nombreux. D'après les caractéristiques socio-économiques des membres de la population, quelle est la répartition fiscale (financement) de ce régime d'assurance ? Quel est le taux de participation aux bénéfices de ce régime ? Quelle est l'utilisation même des bénéficiaires ?

C'est à la dernière des questions énumérées ci-haut que cette étude tentera d'apporter une réponse. Nous sommes intéressés à savoir si l'utilisation des services médicaux en régime d'assurance-maladie du Québec diffère significativement d'un groupe de bénéficiaire à un autre, chaque groupe étant caractérisé par des facteurs tels que le revenu, l'âge, la taille de la famille, le statut familial, le milieu géographique du bénéficiaire, etc. Cette étude est précisément l'étude de *l'incidence de l'utilisation par bénéficiaire* ; et il va sans dire qu'elle consistera à dégager quantitativement les déterminants de cette utilisation des services médicaux en régime d'assurance-maladie.

Dans la section qui suit, nous présenterons un bref survol de la littérature sur l'incidence de l'utilisation des services médicaux pertinente à la présente étude. La modélisation de cette utilisation en régime d'assurance est discutée à la section 3 et elle est suivie d'un modèle économétrique qui a pour objectif de capturer quantitativement les divers

---

\* Ce texte est une version révisée d'une communication présentée au 47<sup>e</sup> Congrès de l'ACFAS (9-11 mai 1979). Les résultats présentés ici font partie d'une étude plus complète effectuée par l'auteur grâce à une subvention du ministère des Affaires sociales, organisme auquel l'auteur voudrait adresser ses remerciements les plus sincères.

déterminants. Dans la section 4, après avoir décrit, d'une part, les variables et, d'autre part, les sources de données, nous présenterons les résultats économétriques obtenus. Leur interprétation ainsi qu'un bref aperçu de l'impact redistributif du régime d'assurance-maladie du Québec feront l'objet de la section 5. Dans la conclusion, nous comparerons nos résultats à ceux des études précédentes et indiquerons leurs limites et finalement, nous présenterons des voies de recherches subséquentes.

## II. APERÇU DE LA LITTÉRATURE SUR LES INCIDENCES DE L'UTILISATION DES SERVICES MÉDICAUX EN RÉGIME D'ASSURANCE-MALADIE AU CANADA

*L'étude de P.E. Enterline*, sans doute la plus connue pour le cas du Québec, est basée sur un sondage de 12 mois effectué en 69-70 et 70-71 sur 5,789 ménages. Ce sondage vise à recueillir, entre autres, des données sur le revenu familial, les caractéristiques démographiques du répondant, le nombre et le type de visites médicales, les symptômes et les maladies, l'accessibilité aux services médicaux, l'opinion sur la qualité de services... Sur la base de ces informations, Enterline a essayé de dégager les effets de l'instauration du régime d'assurance-maladie du Québec (R.A.M.Q.). Les résultats que nous retenons pour fins de discussion sont :

- Ei) le nombre de visites médicales per capita reste inchangé mais sa distribution après l'instauration du R.A.M.Q. se modifie en faveur a) des groupes à faible revenu et b) des groupes de travailleurs non qualifiés ;
- Eii) le nombre de visites décroît pour le groupe d'âge de moins de 17 ans quel que soit le facteur revenu, croît pour le groupe d'âge de 65 ans et plus ayant un revenu inférieur à \$9000 et décroît pour le même groupe d'âge ayant un revenu supérieur à \$9000 ;
- Eiii) le temps moyen d'attente pour obtenir les services médicaux augmente lors de l'instauration du R.A.M.Q.

L'étude d'Enterline souffre d'un certain nombre de lacunes. L'imprécision des mesures de sondage, en particulier celle du revenu, en est un exemple. Mais sans doute la plus grave de ces lacunes est que la distribution des services médicaux est faite selon les groupes de revenus sans imposer les autres facteurs de contrôle tels que la taille de la famille, l'âge, l'éducation... qui affectent, certes, le facteur revenu du répondant. Toutefois, l'étude d'Enterline reste importante puisqu'elle est l'unique tentative de comparer l'utilisation per capita des services médicaux avant et après l'instauration du R.A.M.Q. Egalement, elle nous renseigne sur l'importance de l'interaction entre le groupe d'âge et le groupe de revenu selon le résultat Eii) et sur la possibilité du rationnement d'offre des services médicaux en tant que comportement hypothétique des médecins en régime d'assurance selon le résultat Eiii).

*L'étude de R.G. Beck* pour la Saskatchewan, la première province à introduire le régime d'assurance avec copaiement, rapporte certains résultats qui sont nettement opposés à ceux d'Enterline. Le bénéficiaire est l'unité familiale dont l'utilisation des services médicaux est mesurée en terme de dollars. Beck a trouvé ce qui suit :

- Bi) L'utilisation moyenne par famille varie directement avec la classe de revenu. En 1967, cette utilisation est de \$60.77 pour une famille de revenu inférieur à \$2,500 et croît avec le revenu pour atteindre \$117.99 dans le cas d'une famille dont le revenu est supérieur à \$15,000.
- Bii) Cette relation entre l'utilisation et le revenu s'observe pour tous les types de services (examen complet, visite à domicile, chirurgie...) à l'exception des visites à l'hôpital.
- Biii) Cette relation reste stable dans le temps. Cependant l'utilisation moyenne croît, et ce à un taux plus élevé pour la classe de faibles revenus ( $< \$2,500$ ) et la classe de revenus supérieurs ( $> \$15,000$ ) en comparaison avec les classes de revenus intermédiaires ( $\$2,500 < RE < \$15,000$ ).

En dépit du fait que l'analyse de Beck n'a pas retenu les caractéristiques socio-démographiques (taille de famille, âge, sexe, éducation...) qui, conjointement avec le revenu, déterminent l'utilisation des services médicaux, ses résultats sont soigneusement établis et suggèrent une relation parfaitement plausible entre l'utilisation des services médicaux en régime d'assurance et le revenu du bénéficiaire.

*Récemment, l'étude de R. Manga* pour l'Ontario est peut-être la plus crédible pour ce qui est de l'incidence de l'utilisation des services médicaux avec O.H.I.P. (Ontario Health Insurance Program). Le bénéficiaire dans cette étude est l'unité familiale dont l'utilisation en 1975 est mesurée en termes de dollars. Les facteurs déterminants de l'utilisation comprennent le revenu familial et les caractéristiques socio-économiques et démographiques du bénéficiaire. En utilisant la technique de régression avec les variables catégorisées (voir Lansing & Morgan (12)) P. Manga a trouvé ce qui suit :

- Mi) L'utilisation moyenne varie positivement avec la classe de revenu à laquelle appartient le bénéficiaire sauf pour la classe de revenu la plus faible. Cependant, la différence d'utilisation moyenne des différentes classes de revenu est en général non significative du point de vue statistique. A en juger par l'accroissement du coefficient de détermination ( $R^2$ ), la catégorie revenu est classée 5<sup>e</sup> en importance comme déterminant de l'utilisation des services médicaux.
- Mii) La taille de la famille est le facteur le plus important dans l'explication de la variation de l'utilisation moyenne. Les familles sans

enfants et les célibataires utilisent moins de services médicaux que les familles avec enfants. D'autre part, l'utilisation croît avec le nombre d'enfants. Puisque l'utilisation est celle de la famille, ce résultat semble être évident et, par conséquent, il ne nous renseigne que très peu sur le sujet en question.

- Miii) Les facteurs classés 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> en importance sont le statut occupationnel du chef de la famille et l'éducation de l'épouse. Le statut occupationnel tel que défini dans l'étude est un proxy de l'état de la santé d'un segment de la population, à savoir les personnes inaptes au travail. L'explication du résultat pour les autres segments de la population n'est pas donnée. Toutefois, on devrait soupçonner une certaine corrélation positive entre le revenu familial et ces deux facteurs i.e., le statut occupationnel et l'éducation.
- Miv) L'âge du chef de la famille est classé 4<sup>e</sup> en importance. Comme l'utilisation est celle de la famille, ce facteur d'âge ne reflète que partiellement l'état de santé de l'unité bénéficiaire. Toutefois, on observe une relation positive entre l'utilisation et l'âge du chef de la famille.
- Mv) La localisation du bénéficiaire, la distance et les temps de déplacement pour recevoir les services médicaux sont des facteurs sans importance du point de vue statistique dans la détermination de l'utilisation des services médicaux en régime d'assurance.

En dépit des quelques observations critiques que nous venons de faire, l'étude de Manga représente une tentative plus rigoureuse que celles rapportées ci-haut. Elle permet d'introduire, à part du revenu, d'autres facteurs démographiques et socio-économiques comme déterminants de l'utilisation des services médicaux par unité familiale. Elle utilise, en plus, une méthodologie économétrique plus crédible que la simple tabulation des données accompagnée par une analyse variance-covariance.

Pour la raison de disponibilité restreinte des données chiffrées, nous nous contentons d'analyser, comme Enterline, les déterminants de l'utilisation *per capita* des services médicaux dans la présente étude. Nous suivons cependant Manga en introduisant les facteurs démographiques et socio-économiques, tout en essayant d'éviter le choix des variables indépendantes susceptibles de corrélation et d'interaction complexe entre elles (par exemple, le revenu et le statut occupationnel ou l'éducation dans l'étude de Manga). Egalement, nous ne prêtons qu'une faible attention aux variables telles que la localisation, le temps de déplacement du bénéficiaire... qui, comme démontré dans l'étude de Manga, ne sont pas significatives. Nous adoptons, pour fin d'analyse, la technique de régression des variables catégorisées et concentrons plus particulièrement notre attention

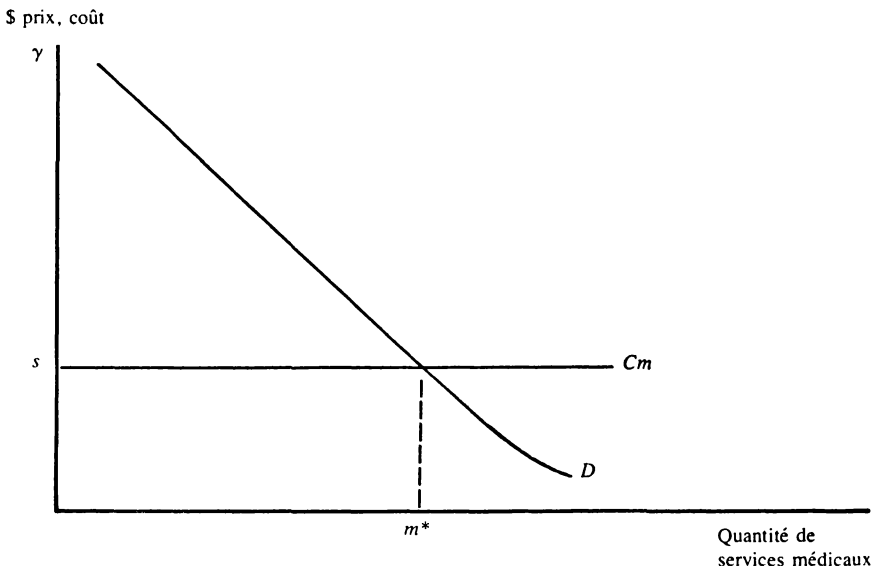
sur le facteur revenu ainsi qu'un ensemble de variables reflétant l'état des besoins en santé, le statut socio-économique et les caractéristiques démographiques du bénéficiaire.

### III. UNE MODÉLISATION DE L'UTILISATION DES SERVICES MÉDICAUX EN RÉGIME D'ASSURANCE-MALADIE AU QUÉBEC

Suite à l'entente entre le R.A.M.Q. et le Collège des Médecins, les médecins sont rémunérés à l'acte dont le coût unitaire, fixé par cette entente, reste invariable par rapport au nombre d'actes prescrits. Cet aspect est résumé dans le graphique 1 où  $s$  représente la rémunération par acte médical, ceci étant égal au coût marginal que le R.A.M.Q. assume. Le comportement du bénéficiaire individuel peut être décrit par plusieurs modèles. M. Grossman (9) soutient que l'état de santé, étant considéré comme un capital humain, est un argument de la fonction d'utilité de l'individu et que les services médicaux demandés constituent un investissement du capital humain. Ainsi, Grossman établit que, entre autres choses, l'éducation et l'âge sont les facteurs déterminants de la demande de services médicaux.

D'un autre côté, en suivant l'approche de Becker, J.P. Acton (1) introduit le temps requis pour l'utilisation des services médicaux dans son modèle afin de faire ressortir l'effet de salaire et de richesse du bénéficiaire. Plusieurs autres modèles (Berry *et al.* (3) par exemple) se situent à mi-chemin entre les approches ci-haut mentionnées.

GRAPHIQUE 1



Dans cette étude, nous optons pour une approche simple qui nous permet de déduire la demande des services médicaux comme une fonction des variables dont les mesures chiffrées sont à notre disposition. En évitant tout exercice de virtuosité technique, nous ne faisons que reprendre la théorie usuelle du consommateur.

La préférence du bénéficiaire est représentable par un indice d'utilité  $U(m, X, \alpha)$  quasi strictement concave où  $m$  est la quantité de services médicaux,  $X$ , la quantité d'un bien composé et  $\alpha$ , un paramètre décrivant l'état de la santé du bénéficiaire. Le prix des services médicaux peut être écrit comme :

$$\gamma = P + C + \theta(Y)$$

où :

$P$  : le défraiement direct du bénéficiaire ; ceci est nul pour les bénéficiaires du R.A.M.Q.

$C$  : le coût de transaction du bénéficiaire lorsqu'il utilise les services médicaux. Ce coût peut être celui du déplacement, le temps d'attente, le frais de garde des enfants, le coût d'information quant à la qualité du médecin et tout autre forme de coût d'accès à l'utilisation.

$\theta(Y)$  : le coût d'opportunité de l'utilisation des services médicaux en terme monétaire ; ce coût pouvant simplement être le manque à gagner que le bénéficiaire doit assumer. Le manque à gagner dépend du type d'occupation et de la catégorie de revenu à laquelle appartient le bénéficiaire. Chez les salariés de faible revenu, ce manque peut être considéré comme le salaire horaire et augmente avec le revenu salarial, i.e.  $\theta'(Y) > 0$ . Quand ce dernier atteint un certain niveau propre aux cadres et aux professionnels, le manque à gagner diminue avec l'augmentation du revenu et devient éventuellement nul, i.e.  $\theta'(Y) < 0$ .

Si  $q$  dénote le prix du bien composé, la contrainte du choix du bénéficiaire s'écrit :

$$\gamma m + qX \leq Y$$

La maximisation de l'utilité du bénéficiaire sujet à cette contrainte permet de déduire la demande des services médicaux. En choisissant  $X$  comme numéraire, et en supposant que  $m$  est un bien normal, nous avons :

$$m = m(\gamma, Y, \alpha), m_\gamma < 0 \text{ et } m_Y > 0$$

qui devient pour les bénéficiaires du R.A.M.Q. :

$$m = m(C + \theta(Y), Y, \alpha)$$

L'effet de prix est composé de  $\partial m/\partial C < 0$  et  $\partial m/\partial \theta < 0$ . Le dernier se traduit en un effet de revenu indirect par le truchement du manque à gagner, i.e.  $(\partial m/\partial \theta)\theta'(Y)$ . L'effet total du revenu devient  $dm/dY = (\partial m/\partial \theta)\theta'(Y) + \partial m/\partial Y$ . On s'attend bien sûr à ce que  $dm/dY > 0$  et  $dm/dC < 0$  en notant que l'effet du revenu est renforcé par la considération du manque à gagner du bénéficiaire à revenu élevé. Quant à ceux à faible revenu, l'inverse se produit. Dans le graphique 1, la courbe de demande  $D$  est illustrée pour un niveau de revenu élevé. Elle se déplace vers la droite si ce niveau augmente et vice versa. Quoique invraisemblable, l'inverse pourrait se produire pour les niveaux de revenu très faible.

L'utilisation du bénéficiaire est déterminée à  $m^*$  par l'intersection de la courbe  $D$  et  $Cm$ . Cette détermination présuppose que le médecin se comporte comme un agent « parfait » dans le sens qu'il n'induit pas de son gré le déplacement de la demande du bénéficiaire pour l'adapter à son schéma de rationnement d'offre (voir V. Fuchs (6)) et que, pour le cas du R.A.M.Q., toute réaffectation du temps du médecin en faveur des actes plus rémunérateurs est incorporée ex ante dans le processus d'agrégation qui a donné lieu à la courbe de coût marginal de l'acte « standardisé » assumé par le R.A.M.Q. Il va de soi que chacune de ces 2 hypothèses peut à elle seule constituer un autre sujet de recherche en soi (voir J. Green (8)).

Le modèle économétrique dans cette étude reflète les considérations que nous venons d'élaborer. Puisque le coût par acte médical fait l'objet de la réglementation gouvernementale et reste fixe pour l'année 1971, le paiement total en dollars aux médecins qu'effectue la Régie d'Assurance-Maladie du Québec (ou le coût total) par bénéficiaire représente sans doute un indice acceptable de l'utilisation des services médicaux. C'est la variable dépendante de notre étude.

L'indicateur du statut de la santé du bénéficiaire — d'où résulte le besoin des soins médicaux — est capté par les facteurs âge et sexe. D'autre part, le coût de transaction peut être représenté par la taille de la famille du bénéficiaire et aussi par sa localisation géographique. Ce dernier indice traduit également une mesure de la disponibilité des soins, disponibilité qui croît avec les concentrations urbaines et qui fait diminuer le coût d'accès du bénéficiaire aux services médicaux. A part du facteur revenu, nous essayons de capter également le statut familial du bénéficiaire. De cette façon, on peut mieux détailler l'effet de la taille de la famille pour mieux comprendre la nature même du coût de transaction ci-haut mentionné.

Le modèle économétrique s'écrit maintenant :

$$m = a_0 + a_1 RE + a_2 CA + a_3 FAM + a_4 MG + u$$



où *RE* est constituée de 6 classes de revenu, *CA* de 6 groupes d'âge pour les bénéficiaires des deux sexes, *FAM* de 4 tailles de famille combiné avec 3 statuts familiaux du bénéficiaire et *MG* de 5 types de concentration géographique.

Ces *variables indépendantes* sont toutes des variables dummy ou catégorisées dont la spécification reflète autant que possible l'aspect qualitatif, c'est-à-dire les caractéristiques du bénéficiaire qui ne peuvent être mesurées de façon continue (localisation géographique, taille de la famille, statut familial et sexe du bénéficiaire). Le revenu et l'âge du bénéficiaire sont cependant des variables continues et doivent être divisées en groupes pour prendre la forme catégorisée. Malgré le fait que ce procédé peut induire une certaine perte de précision<sup>1</sup>, nous l'avons adopté pour plusieurs raisons.

D'abord, le traitement du revenu et de l'âge comme variables continues dans un modèle de régression simple implique une relation linéaire entre ces variables et l'utilisation des services médicaux. Les coefficients de régression dans ce cas montrent l'effet qu'un changement marginal du revenu et de l'âge exerce sur l'utilisation des services médicaux. Or, l'hypothèse de linéarité n'a aucun fondement. En général, aucune forme ne devrait a priori être imputée à la relation entre le revenu ou l'âge et l'utilisation du bénéficiaire. La catégorisation de l'âge et du revenu nous permet d'obtenir, ou tout au moins de nous informer sur la curvilinearité de leur relation avec l'utilisation des services médicaux<sup>2</sup>. Plus important encore, cette forme catégorisée nous permet de comparer l'utilisation des différents groupes de bénéficiaires selon leurs caractéristiques socio-économiques et démographiques, et d'en déduire quantitativement et statistiquement les différences. Autrement dit, les résultats obtenus nous renseigneront directement sur *l'incidence de l'utilisation* des services médicaux, ce qui constitue notre intérêt principal.

#### IV. LES DONNÉES, LA MÉTHODE D'ESTIMATION ET LES RÉSULTATS EMPIRIQUES

Les données que nous utilisons dans cette étude sont extraites de la banque AMULET (Analyse multivariée des écarts thérapeutiques) qui est constituée à partir de deux sources : i) données sur l'utilisation des services médicaux de la population du Québec en 1971 et ii) données au Recensement canadien concernant les caractéristiques socio-économiques et démographiques du secteur de dénombrement auquel appartient le bénéficiaire en 1971<sup>3</sup>.

---

1. Voir Goldberger (7) et Johnston (11).  
2. Voir Manga (13) ou Lansing & Morgan (12).  
3. Voir Tremblay, T. (17).

Concernant l'utilisation, les chiffres proviennent d'un échantillon de 11,138 personnes inscrites à la Régie de l'Assurance-Maladie du Québec, dont 5,489 hommes et 5,649 femmes. Le nombre des utilisateurs véritables est de 8,608 personnes qui ont effectivement eu recours aux services médicaux pendant l'année 1971, services fournis par les médecins rémunérés à l'acte dans le cadre du régime d'assurance-maladie. A l'exception des enfants de moins d'un an et des personnes âgées de 65 ans et plus, l'échantillon est représentatif de la structure âge — sexe — région pour tout l'ensemble du Québec<sup>4</sup> et constitue, certes, une source fiable pour fins d'analyse.

### i) Définition des variables indépendantes

A partir de la bande de données AMULET contenant les informations validées sur 8,608 bénéficiaires, nous définissons les variables indépendantes groupées de la façon suivante :

#### *Le facteur revenu (RE)*

*RE* est le *revenu individuel* pour toute personne ayant 21 ans et plus ou toute personne ayant moins de 21 ans mais possédant un emploi (environ 213 personnes). Par ailleurs, le revenu est identifié comme étant le *revenu familial* pour toute personne ayant moins de 21 ans et ne possédant pas d'emploi régulier. Le facteur revenu est divisé en 6 catégories :

$RE1 = 1$ si	$RE \leq \$ 2,000$ ; = 0 autrement	(2,615)
$RE2 = 1$ si	$\$ 2,000 < RE \leq \$ 5,000$ ; = 0 autrement	(2,525)
$RE3 = 1$ si	$\$ 5,000 < RE \leq \$ 8,000$ ; = 0 autrement	(2,591)
$RE4 = 1$ si	$\$ 8,000 < RE \leq \$ 12,000$ ; = 0 autrement	(667)
$RE5 = 1$ si	$\$ 12,000 < RE \leq \$ 15,000$ ; = 0 autrement	(117)
$RE6 = 1$ si	$RE > \$ 15,000$ ; = 0 autrement	(93)

#### *Les groupes d'âge (A)*

Nous divisons l'échantillon en six groupes d'âge selon le sexe du bénéficiaire pour obtenir :

$CA1$ (sexe masculin)	= 1 si	$A \leq 15$ ans ; = 0 autrement	(1,133)
$CA2$ ( idem	) = 1 si	$15 < A \leq 21$ ans ; = 0 autrement	(511)
$CA3$ ( " )	) = 1 si	$21 < A \leq 35$ ans ; = 0 autrement	(835)
$CA4$ ( " )	) = 1 si	$35 < A \leq 50$ ans ; = 0 autrement	(750)
$CA5$ ( " )	) = 1 si	$50 < A \leq 65$ ans ; = 0 autrement	(651)
$CA6$ ( " )	) = 1 si	$A > 65$ ans ; = 0 autrement	(247)

4. Voir David, R. et Latouche, D. (4).

CA7 (sexe féminin)	= 1 si	$A \leq 15$ ans ;	= 0 autrement	(1,029)
CA8 ( idem )	= 1 si	$15 < A \leq 21$ ans ;	= 0 autrement	(548)
CA9 ( " )	= 1 si	$21 < A \leq 35$ ans ;	= 0 autrement	(1,138)
CA10 ( " )	= 1 si	$35 < A \leq 50$ ans ;	= 0 autrement	(906)
CA11 ( " )	= 1 si	$50 < A \leq 65$ ans ;	= 0 autrement	(640)
CA12 ( " )	= 1 si	$A > 65$ ans ;	= 0 autrement	(310)

*La structure et la taille de la famille* sont introduites de la façon suivante :

FAM1	= 1 s'il s'agit d'un célibataire ;	= 0 autrement	(1,386)
FAM2	= 1 s'il s'agit d'un membre d'une famille de 2 personnes ;	= 0 autrement	(606)
FAM3	= 1 s'il s'agit du chef d'une famille de 3 ou 4 personnes ;	= 0 autrement	(731)
FAM4	= 1 s'il s'agit du chef d'une famille de 5 personnes ;	= 0 autrement	(519)
FAM5	= 1 s'il s'agit de l'enfant d'une famille de 3 ou 4 personnes ;	= 0 autrement	(1,274)
FAM6	= 1 s'il s'agit de l'enfant d'une famille de 5 personnes et plus ;	= 0 autrement	(1,723)
FAM7	= 1 s'il s'agit de l'épouse d'une famille de 3 ou 4 personnes ;	= 0 autrement	(1,152)
FAM8	= 1 s'il s'agit de l'épouse d'une famille de 5 personnes et plus ;	= 0 autrement	(1,035)
FAM9	= 1 s'il s'agit du chef de famille monoparentale ;	= 0 autrement	(21)
FAM10	= 1 s'il s'agit de l'enfant de famille monoparentale ;	= 0 autrement	(100)

*La localisation géographique* se résume dans les variables suivantes :

MG1	= 1 s'il s'agit du milieu urbain avec plus de 250,000 habitants ;	= 0 autrement	(1,788)
MG2	= 1 s'il s'agit du milieu urbain avec plus de 35,000 habitants ;	= 0 autrement	(1,968)
MG3	= 1 s'il s'agit du milieu urbain avec moins de 35,000 habitants ;	= 0 autrement	(3,527)
MG4	= 1 s'il s'agit du milieu rural ;	= 0 autrement	(1,275)
MG5	= 1 s'il s'agit du milieu non classifiable ;	= 0 autrement	(40).

La variable dépendante est le paiement en dollars de 1971 pour les soins médicaux effectués par le R.A.M.Q. pour les bénéficiaires des services médicaux. Cette variable reflète l'utilisation de ces services, étant donné

que le coût par acte médical est fixé après l'entente entre le R.A.M.Q. et le Collège des médecins. En nous servant des variables indépendantes ci-dessus, nous pourrions déterminer les effets différentiels qu'exercent la structure d'âge, la structure familiale, le sexe, le revenu et le milieu environnant sur l'utilisation des services médicaux des bénéficiaires.

## ii) *Méthode d'estimation et signification des coefficients estimés*

La variable dépendante étant reliée à un ensemble de variables catégorisées qui prend la valeur un ou zéro, nous devons utiliser, tout comme le fait P. Manga, la technique d'estimation développée dans Lansing & Morgan. Avec cette méthode, les coefficients de régression sont des écarts par rapport à l'intercept ou la constante de la régression. Toutefois, pour des raisons techniques, on doit exclure une variable dans chacune des catégories en considération. L'effet de la variation exclue est ainsi incorporé dans la constante et les coefficients correspondants aux variables retenues sont alors interprétés en terme de différence par rapport à la variable exclue.

Afin de pouvoir interpréter les coefficients de régression non pas par rapport aux variables exclues pour des diverses catégories mais plutôt par rapport à une base stable, nous devons procéder à un ajustement qui est décrit dans l'appendice de cette étude. Nous obtenons ainsi les coefficients ajustés. L'importance relative d'une catégorie de variable est donnée par l'augmentation du coefficient de détermination  $R^2$ , sa signification statistique par la valeur de la statistique partielle  $\Delta F$ . La valeur de t-Student associée à chaque coefficient sert à tester l'hypothèse d'après laquelle le coefficient est différent de la constante. La valeur de t-Student calculée pour toutes les paires de variables appartenant à une même catégorie sert à tester l'hypothèse d'après laquelle les coefficients de ces paires sont significativement différents. A ce sujet, le lecteur peut référer à l'appendice pour plus de détails.

## iii) *Les résultats économétriques*

Ces résultats sont résumés dans les tableaux 1 et 2. Dans le tableau 1, nous avons les coefficients de l'utilisation des services médicaux estimés pour les diverses catégories de variables indépendantes. Les coefficients non ajustés sont reportés dans la colonne 1 et les coefficients ajustés dans la colonne 3. Les t-Students sont reportés dans la colonne 2 ; leurs valeurs démontrent que tous les coefficients sont significativement différents de la constante ajustée pour tout l'échantillon sauf quelques rares exceptions (*FAM* 2, 9, 10, et la catégorie *MG*).

A en juger par les valeurs d'accroissement de la statistique F de Fisher, toutes les catégories de variables indépendantes, sauf *MG*, sont

significatives. Dans la catégorie *FAM*, les variables *FAM2*, 9, 10 n'apportent qu'une très faible signification du point de vue statistique.

L'importance relative des catégories de variables indépendantes dans la détermination de l'utilisation des services médicaux est reflétée par l'accroissement  $\Delta R^2/R^2$ . La localisation géographique et la structure familiale du bénéficiaire sont des facteurs peu importants. La catégorie d'âge du bénéficiaire de sexe masculin explique 42.6%, la catégorie d'âge du bénéficiaire de sexe féminin explique 24.7% et la catégorie de revenu du bénéficiaire explique 22.6% de la variation de l'utilisation des services médicaux.

Le tableau 2 rapporte les valeurs t-Student calculées pour toutes les variables prises deux par deux dans chacune des catégories considérées. Prenons à titre d'exemple la catégorie *RE* où les valeurs t-Student de *RE1* par rapport à *RE2*, *RE3*, ..., *RE6* démontrent que la différence de l'utilisation entre ces classes de revenu est statistiquement significative à 99%, cependant sur la base de la valeur t de *RE2* par rapport à *RE5* (1.268), cette différence ne peut être confirmée à 80% de degré de confiance. Une analyse détaillée de ces résultats se trouvera à la prochaine section de cette étude.

## V. INTERPRÉTATIONS DES RÉSULTATS CONCERNANT L'INCIDENCE DE L'UTILISATION DES SERVICES MÉDICAUX AU QUÉBEC

### 1. *Utilisation des services médicaux selon l'âge et le sexe du bénéficiaire*

L'âge et le sexe du bénéficiaire constituent les facteurs prépondérants et significatifs dans l'explication de la variation (ou l'incidence différentielle) de l'utilisation du bénéficiaire. Ceci n'est point étonnant vu que ces facteurs indiquent le statut de santé du bénéficiaire. Le graphique 2 illustre la variation de cette utilisation pour divers groupes d'âge des deux sexes, autour de la constante ajustée qui est la moyenne globale de l'utilisation en dollars.

Chez le sexe masculin, l'utilisation diminue légèrement avec l'âge jusqu'au groupe 21-35 ans mais ces différences ne sont toutefois pas statistiquement significatives à en juger par les valeurs t-Student du tableau 2.

A partir de ce groupe en montant, l'utilisation croît rapidement et l'incidence différentielle entre les groupes d'âge est toujours significative à plus de 95%.

Chez le sexe féminin, l'inverse se produit. L'utilisation croît avec l'âge jusqu'au groupe de 21-35 ans. Toutefois la différence de l'utilisation du groupe 15-21 ans et du groupe 21-35 ans n'est pas significative. A partir de 35 ans, l'utilisation chez les bénéficiaires de sexe féminin

TABLEAU 1

INCIDENCE DE L'UTILISATION EN R.A.M.Q. 1971

Variables indépendantes	Coefficients non ajustés	t-Student	Coefficients ajustés	$\Delta F$	F	$\Delta R^2$	$\Delta R^2/R^2$
<b>Catégorie revenu</b>					33.001	.0190	22.6%
RE1	—	—	-14.12	—	—	—	—
RE2	17.12	3.60	3.00	24.95			
RE3	20.20	3.88	6.08	149.70			
RE4	28.02	4.07	13.89	49.16			
RE5	30.89	2.65	16.77	7.19			
RE6	39.66	3.10	25.54	4.02			
<b>Catégorie d'âge selon le sexe</b>					43.20	.0565	67.3%
CA1	-86.02	- 5.94	-17.15	177.33			
CA2	-90.63	- 6.43	-21.76	155.49			
CA3	-96.28	-10.84	-27.42	151.76			
CA4	-69.53	- 7.25	- .66	97.3			
CA5	-54.46	- 6.11	14.40	50.1			
CA6	—	—	68.87	—			
<b>sexe masculin</b>						.0358	42.6%
CA7	-92.17	- 6.35	-23.30	196.7			
CA8	-62.88	- 4.41	5.99	72.50			
CA9	-51.53	- 4.81	17.33	9.17			
CA10	-58.53	- 5.20	10.33	7.20			
CA11	-52.55	- 4.70	16.32	9.33			
CA12	-36.56	- 3.10	32.31	3.20			
<b>sexe féminin</b>						.0207	24.7%

TABLEAU 1 (suite)

INCIDENCE DE L'UTILISATION EN R.A.M.Q. 1971

Catégorie de type de famille					31.30	.0058	7.0%
<i>FAM1</i>	—	—	3.78	—			
<i>FAM2</i>	— 4.19	— 5.86	— .41	.45			
<i>FAM3</i>	—17.17	— 2.58	—13.39	8.2			
<i>FAM4</i>	—20.12	— 2.58	—16.34	9.2			
<i>FAM5</i>	—22.24	— 2.02	—18.47	4.4			
<i>FAM6</i>	—24.26	— 2.25	—20.68	6.2			
<i>FAM7</i>	21.76	— 4.19	25.54	17.2			
<i>FAM8</i>	37.89	6.56	41.67	19.7			
<i>FAM9</i>	12.01	.94	15.79	1.08			
<i>FAM10</i>	—17.92	— 1.18	—14.14	1.14			
Catégorie de localisation géographique					26.96	.0025	3.0%
<i>MG1</i>	— 5.06	— .29	8.77	.08			
<i>MG2</i>	—10.16	— .57	3.67	.32			
<i>MG3</i>	—17.26	— .97	— 3.43	.93			
<i>MG4</i>	—22.69	— 1.26	— 8.86	.16			
<i>MG5</i>	—	—	13.83	—			
Constante	148.91	7.31	76.56				
Toutes catégories					26.96	.0840	100%

Variable dépendante : utilisation de services médicaux en dollars de 1971.

Variables indépendantes : catégorie de revenu, âge et sexe, structure familiale et localisation géographique.

TABLEAU 2

TEST T-STUDENT POUR L'INCIDENCE DIFFÉRENTIELLE DE L'UTILISATION DES SERVICES MÉDICAUX AU QUÉBEC, 1971,  
SELON LES CARACTÉRISTIQUES SOCIO-ÉCONOMIQUES

Variables	Variables					Variables	Variables			
	RE1	RE2	RE3	RE4	RE5		MG1	MG2	MG3	MG4
RE2	3.883					MG2	1.367			
RE3	3.608	.805				MG3	3.631	2.226		
RE4	4.078	2.011	1.590			MG4	4.097	2.942	1.427	
RE5	2.643	1.268	1.006	.257		MG5	.282	.565	.965	1.257
RE6	3.093	1.862	1.637	.934	.562					

	CA1	CA2	CA3	CA4	CA5	CA6	CA7	CA8	CA9	CA10	CA11
CA2	.752										
CA3	.832	.474									
CA4	1.250	1.644	4.210								
CA5	2.390	2.824	6.495	2.235							
CA6	5.948	6.436	10.843	7.256	6.105						
Sexe masculin											
CA7	1.276	.248	.332	1.709	2.847	6.359					
CA8	3.243	3.600	2.744	.509	.647	4.411	4.062				
CA9	2.736	3.225	5.826	1.995	.327	4.810	3.214	1.002			
CA10	2.106	2.549	4.482	1.140	.424	5.200	2.569	.368	1.331		
CA11	2.575	3.037	5.236	1.769	.200	4.691	3.038	.876	.181	.956	
CA12	3.646	4.121	6.514	3.193	1.741	3.092	4.087	2.108	2.739	2.740	2.043
Sexe féminin											



TABLEAU 2 (suite)

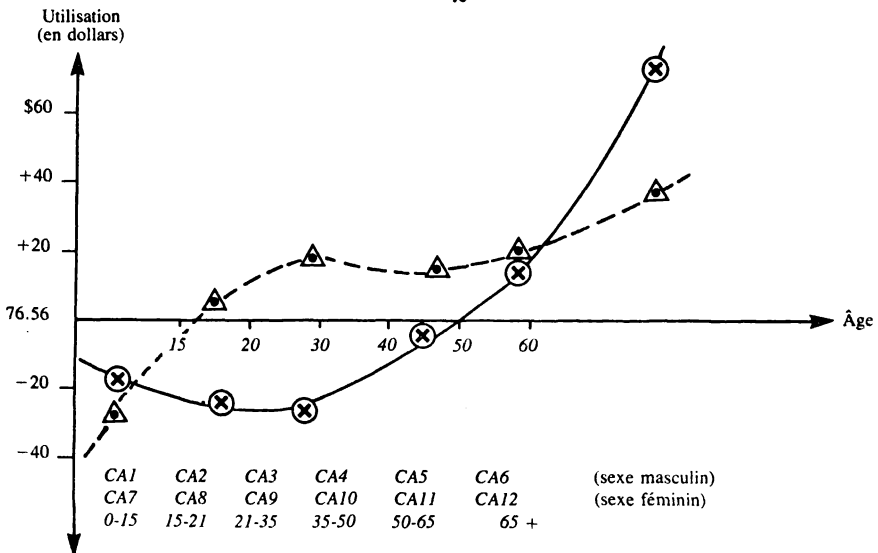
TEST T-STUDENT POUR L'INCIDENCE DIFFÉRENTIELLE DE L'UTILISATION DES SERVICES MÉDICAUX AU QUÉBEC, 1971,  
SELON LES CARACTÉRISTIQUES SOCIO-ÉCONOMIQUES

	<i>FAM1</i>	<i>FAM2</i>	<i>FAM3</i>	<i>FAM4</i>	<i>FAM5</i>	<i>FAM6</i>	<i>FAM7</i>	<i>FAM8</i>	<i>FAM9</i>
<i>FAM2</i>	.581								
<i>FAM3</i>	2.580	1.902							
<i>FAM4</i>	2.586	2.171	.441						
<i>FAM5</i>	2.012	1.382	.397	.159					
<i>FAM6</i>	2.249	1.570	.577	.328	.533				
<i>FAM7</i>	4.182	2.940	4.651	4.513	3.664	3.903			
<i>FAM8</i>	6.555	4.590	6.316	6.054	4.879	5.130	3.038		
<i>FAM9</i>	.932	1.141	2.102	2.234	2.046	2.193	1.755	1.963	
<i>FAM10</i>	1.170	.816	.045	.128	.371	.566	2.478	3.432	1.511

reste à peu près inchangée ; jusqu'au groupe d'âge 65 ans et plus dont l'utilisation augmente de façon substantielle et significative.

*Le facteur sexe du bénéficiaire* contribue aussi dans l'explication de l'incidence d'utilisation, et ce pour tout groupe d'âge sauf celui de 35-65 ans où la différence d'utilisation est insignifiante du point de vue statistique. Chez le groupe 0-15 ans, cette différence est significative seulement à un degré de confiance de 80%. Dans l'ensemble, le bénéficiaire de sexe féminin consomme plus de services médicaux que son homologue masculin, mais la tendance se renverse de façon très marquée pour le groupe d'âge le plus avancé. Pour les groupes d'âge 15-21, 21-35 et 35-50, les soins rattachés à la maternité expliquent en grande partie l'utilisation élevée des services médicaux chez les bénéficiaires de sexe féminin. Quant à la variation marquée de l'utilisation chez les bénéficiaires de sexe masculin à partir de 35 ans et plus, ce qui se solde finalement par une utilisation plus élevée pour ceux de 65 ans et plus en comparant à celle des bénéficiaires de sexe féminin du même groupe d'âge, on peut avancer de multiples explications. D'après nous, la plus plausible repose sur le mode d'organisation sociale où les hommes sont appelés à travailler, ce qui pourrait leur infliger ou des maladies industrielles ou des accidents de travail, etc., maladies et accidents qui, ayant un effet durable ou irréversible, requièrent des soins médicaux continus. Ces soins pourront devenir plus volumineux lorsque le malade vieillira, ou encore, mis à la retraite, le malade aura le temps nécessaire pour se faire soigner...

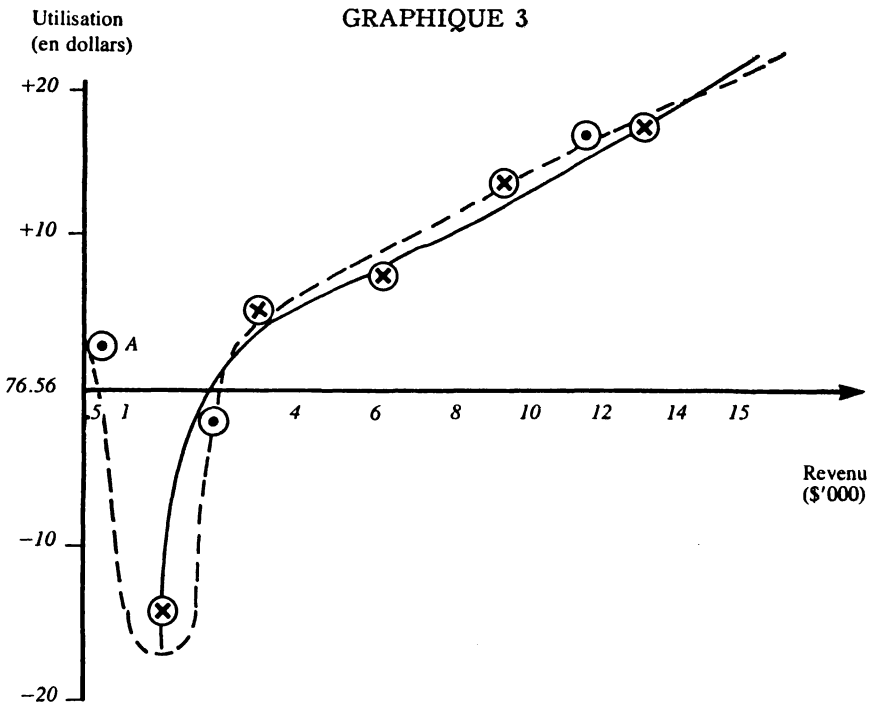
GRAPHIQUE 2



2. Utilisation des services médicaux selon les classes de revenu

Le facteur second en importance dans l'explication de la variation de l'utilisation des services médicaux est le revenu du bénéficiaire. Dans le graphique 3, la courbe non pointillée résume les résultats obtenus avec 6 classes de revenu ( $RE < \$2,000$ ,  $\$2,000-4,000$ ,  $\$4,000-8,000$ ,  $\$8,000-12,000$ ,  $\$12,000-15,000$  et  $\$15,000$  et plus) tandis que les points  $\odot$  sont les résultats d'un essai de contrôle où les revenus sont divisés en 5 classes ( $RE < \$1,000$ ,  $\$1,000-4,000$ ,  $\$4,000-10,000$ ,  $\$10,000-15,000$  et  $\$15,000$  et plus). La courbe pointillée indique la relation entre l'utilisation des services médicaux et le revenu des bénéficiaires, relation basée sur le résultat du tableau 1, modifiées de façon concordante aux résultats de l'essai de contrôle que nous reléguons au tableau 4 de l'appendice de cette étude.

La différence de l'utilisation selon le facteur revenu est particulièrement significative pour les deux extrêmes, i.e., la classe de faible revenu ( $RE1$ ) et la classe de revenu le plus élevé ( $RE6$ ) en comparant à toute autre classe de revenu moyen ( $RE2, 3, 4, 5$ ). Toutefois, le degré de confiance basé sur le test t au tableau 2 diminue lorsqu'il s'agit des classes de revenus élevés, i.e., des revenus supérieurs à  $\$8,000$ . En bas de  $\$8,000$ , on observe également que la différence de l'utilisation des béné-



ficiaires appartenant à la classe de revenu \$2,000-5,000 et à celle de \$5,000-8,000 n'est pas significative du point de vue statistique. Toutefois, toutes les différences de l'utilisation pour tous les autres couples de classe de revenu sont significatives, et ce, à des degrés de confiance élevés à l'exception de *RE2 - RE5* dont le degré est à 80%.

Clairement, les bénéficiaires de la classe de faible revenu ( $< \$2,000$ ) utilisent en moyenne \$62.44, ce qui est beaucoup moins que l'utilisation des services médicaux des autres classes de revenu. Dans l'essai de contrôle, nous subdivisons encore cette classe en distinguant les bénéficiaires dont le revenu est inférieur à \$1,000. Il apparaît que ces derniers, au nombre de 548 personnes dont la majorité consiste en des personnes âgées et des malades chroniques, consomment en moyenne \$80.03. D'où, pour 2,067 bénéficiaires dont le revenu est dans la tranche \$1,000-2,000, l'utilisation des services médicaux est inférieure à \$62.44, soit \$57.6 comme moyenne pondérée. Une procédure analogue nous permettrait de déceler quelques biais par rapport aux résultats reportés dans le tableau 1 sans être obligés de faire l'analyse avec d'autres divisions plus fines en classe de revenu. La courbe pointillée est ainsi obtenue comme une approximation de la relation entre l'utilisation des services médicaux et le facteur revenu.

Cette relation montre que, à l'exception des bénéficiaires âgés ou frappés par les maladies chroniques qui constituent en grande partie les personnes à très faible revenu (inférieur à \$1,000), l'utilisation des services médicaux est augmentée lorsque le revenu du bénéficiaire augmente. Ce sont les bénéficiaires ayant des revenus entre \$1,000 et \$2,000 — ce qui constitue 24% de la population d'échantillonnage — qui utilisent le moins les services médicaux soit \$57.6. Les bénéficiaires dont le revenu se situe entre \$2,000-8,000 — soit environ 60% de la population d'échantillonnage — utilisent sensiblement la même quantité de services qui se situe entre \$79.56 et \$82.62. Pour le reste, le groupe de bénéficiaires ayant des revenus supérieurs à \$8,000 mais inférieurs à \$15,000 — environ 9% de la population de l'échantillonnage — utilisent environ \$92 en moyenne. Concernant les bénéficiaires ayant \$15,000 et plus comme revenu, qui sont sous-représentés (environ à peine plus d'un pour cent de l'échantillon), ils utilisent certainement plus de services médicaux que ceux dont le revenu est inférieur à \$8,000, mais la différence de cette utilisation par rapport à celle du groupe de revenu \$8,000-15,000 n'est pas confirmée par notre analyse. Notons que ces résultats en particulier, et presque tous les autres résultats sur l'incidence de l'utilisation en général, sont très stables pour divers essais que nous avons réalisés<sup>5</sup>. L'essai de contrôle rapporté à l'appendice en est un exemple.

5. Voir Hung, N.M. et Phu, N.V. (1979).

Quelles explications devrait-on donner à la relation inverse entre l'utilisation des services médicaux et le revenu du bénéficiaire ? Dans la discussion sur la modélisation, nous avons mis en évidence le rôle du prix des services médicaux, qui comprend les coûts de transaction et le coût d'opportunité. Si ces coûts sont reliés au revenu, l'effet de prix peut se traduire en un effet indirect de revenu. Admettant que les services médicaux constituent un bien composite normal, cet effet indirect est positif si l'on suppose que les coûts de transaction et le coût d'opportunité sont décroissants par rapport au revenu. Vu que l'effet (direct) de revenu est positif, cet effet indirect s'ajoute en renforçant la variation de l'utilisation par rapport au revenu dans la même direction.

La supposition ci-mentionnée est tout à fait plausible dans les classes de revenu élevé. En effet, à part du manque à gagner, les coûts de transaction qui consistent en temps de déplacement, en temps d'attente, etc., sont relativement plus bas pour les endroits où le rapport médecin/population est grand. Or, ce rapport est, quant à lui, plus élevé dans les concentrations de revenu élevé<sup>6</sup>. D'un autre côté, le manque à gagner dû à l'utilisation des services médicaux chez des petits salariés est très important. Comme on le sait, ce manque à gagner diminue lorsque le salarié accède à des postes plus rémunérateurs et disparaît plus ou moins complètement pour les professionnels et administrateurs dont le revenu devient plus considérable.

Etant donné le profil de l'utilisation des services médicaux selon le revenu du bénéficiaire, que pouvons-nous dire sur le programme d'assurance-maladie au Québec ? D'abord, si les plus pauvres sont les plus malades, alors ce programme a failli à l'objectif d'apporter suffisamment de soins à ceux qui en ont besoin. En effet, à l'exception des personnes âgées, les bénéficiaires à faible revenu utilisent moins de services médicaux que les bénéficiaires à revenu élevé. Pour remédier à ce problème, il faut peut-être chercher à réduire les coûts de transaction et d'opportunité, en donnant une compensation additionnelle aux malades à faible revenu. On peut financer cette compensation par un co-paiement imposé aux bénéficiaires à revenu élevé. Ce paiement pourrait avoir pour effet de réduire l'utilisation excessive chez ces bénéficiaires, parce que, d'une part, ce paiement leur signale la rareté des ressources et, d'autre part, il augmente aussi le coût assumé par ceux qui jusqu'alors ne défraient que relativement peu lors de l'utilisation des services médicaux. Quant à l'aspect distributif du programme d'assurance-maladie, il faut souligner tout de suite qu'il s'agit d'un transfert de ressources vers les personnes qui ont besoin des soins médicaux de la part de ceux ayant une bonne santé. Malgré que l'utilisation est relativement plus considérable chez les bénéficiaires de revenu élevé,

---

6. Voir David & Latouche (4).

on ne peut affirmer le caractère régressif de ce programme d'assurance car pour cela il nous faut considérer la répartition de son financement selon les classes de revenu. Ce sujet en soi mérite une autre discussion.

### 3. *L'utilisation des services médicaux selon la taille de la famille et le statut familial du bénéficiaire*

Cette catégorie de variable contribue faiblement à la détermination de l'utilisation des services médicaux. Les estimés pour les bénéficiaires des familles monoparentales (*FAM9*, *10*) ne diffèrent pas de façon significative de la moyenne globale de l'échantillon.

Chez les enfants, l'utilisation des services médicaux croît légèrement avec la taille de la famille (*FAM5*, *6*). Toutefois, cette variation et même celle par rapport à l'utilisation de l'enfant d'une famille monoparentale (*FAM10*) ne sont pas significatives. La taille de la famille n'a donc pas d'effet sensible sur l'utilisation chez les enfants.

L'individu célibataire utilise moins de services médicaux que le chef de la famille monoparentale, plus que le chef de famille de taille supérieure ou égale à 2 personnes. La différence est statistiquement significative seulement pour les familles de 3 ou 4 et 5 personnes et plus. Pour cette catégorie de familles nombreuses, l'utilisation qu'en fait l'homme (chef de famille) décroît tandis que celle de la femme (épouse) croît avec la taille de famille de façon très significative. L'utilisation de la femme est beaucoup plus élevée que celle de l'homme, et ce, probablement à cause des soins rattachés à la maternité dans la période active pour la procréation. D'autre part, les bénéficiaires de famille nombreuse (4, 5 personnes et plus) ont une utilisation nettement différente de celle des célibataires ou des bénéficiaires d'une famille sans enfant. Cette différence est plus considérable pour les hommes mais plus substantielle pour les femmes. Enfin, la différence de leurs utilisations par rapport à celles du chef de famille monoparentale est en faveur des bénéficiaires de sexe féminin et nettement en défaveur des bénéficiaires de sexe masculin. Notons finalement que ces résultats parfaitement plausibles et généralement compatibles avec ceux obtenus pour les divers groupes d'âge selon le sexe, sont très stables dans les multiples essais que nous avons faits.

### 4. *L'utilisation des services médicaux selon le milieu géographique de distribution*

Cette catégorie de variables contribue très peu à la détermination de l'incidence de l'utilisation des services médicaux. De plus, les coefficients correspondants à ces variables ne sont pas, en général, statistiquement significatifs. La même remarque s'applique lorsque l'on effectue les t-tests

aux différences entre ces coefficients. Toutefois, un fait se reproduit avec une stabilité remarquable : après divers essais, les résultats obtenus montrent que l'utilisation du bénéficiaire localisé dans le milieu urbain est plus considérable que celle du bénéficiaire issu du milieu rural. Ceci peut être expliqué de deux façons. D'abord, le coût assumé par le bénéficiaire en termes de déplacement et d'attente... afin de pouvoir utiliser les services médicaux est moins élevé dans les milieux urbains à cause d'une disponibilité plus élevée et plus concentrée de services médicaux. En second lieu, le rapport médecin / population étant plus élevé dans ces milieux par rapport au milieu rural, l'offre de services y est forcément plus élevée, du moins à courte période.

## VI. CONCLUSION

Dans cette étude portant sur les déterminants de l'incidence de l'utilisation des services médicaux en régime d'assurance-maladie du Québec pour l'année 1971, nous obtenons un bon nombre de résultats qui font contraste avec ceux des études antérieures.

D'abord, il n'est point étonnant que la structure d'âge et le sexe constituent les plus importants déterminants de l'utilisation. Ils sont les indicateurs de l'état de santé, ou encore de l'intensité du besoin des services médicaux du bénéficiaire. Le profil de l'utilisation selon l'âge n'est pas linéaire et diffère selon le sexe du bénéficiaire. Comme Manga, nous confirmons que l'utilisation croît avec l'âge et ce à un taux nettement plus prononcé chez les bénéficiaires de sexe masculin. Nous avons de plus établi que cette utilisation est plus grande chez les bénéficiaires de sexe féminin jusqu'à l'âge de 50 ans, mais cette tendance s'est renversée par la suite en faveur des bénéficiaires de sexe masculin. La différence de l'utilisation selon le sexe du groupe d'âge 0-15 ans reste toutefois minime et insignifiante. Contrairement aux résultats de Manga l'importance des facteurs âge - sexe est prépondérante dans cette étude. Ceci s'explique par le fait qu'en examinant l'utilisation individuelle, nous avons pu tenir compte davantage de la structure des facteurs âge - sexe du bénéficiaire, tandis que Manga doit se contenter de l'âge du chef de famille dans la détermination de l'utilisation familiale.

Quant au facteur revenu, notre résultat va dans le même sens que les résultats obtenus par Beck et Manga pour la Saskatchewan et l'Ontario mais contredit sans équivoque l'analyse de Enterline dans laquelle l'utilisation individuelle des services médicaux au Québec (1970/1971) est examinée.

Dans cette étude, le revenu est le deuxième facteur important dans la détermination de l'utilisation des services médicaux du bénéficiaire.

Il est intéressant de constater que ce sont les bénéficiaires de la classe des revenus élevés qui utilisent le plus, ceux de la classe de revenu le plus faible qui utilisent modérément, et ceux de la classe de revenu moyen qui utilisent le moins les services médicaux en régime d'assurance-maladie. Ce fait a certes des implications sérieuses quant à l'impact sur la redistribution de ce programme d'assurance, question que nous aborderons ultérieurement. Notons enfin que la classe de revenu le plus faible est composée principalement des personnes âgées, ce qui est parfaitement compatible avec le résultat obtenu pour les divers groupes d'âge.

La taille de la famille joue un rôle moins important que les deux facteurs ci-haut mentionnés. Tandis que ce facteur est un indicateur — d'ailleurs mauvais — de l'état de santé de l'unité familiale dans l'étude de Manga, il ne représente, ici, qu'une partie du coût de transaction de l'utilisation des services médicaux. A titre d'exemple, les frais de garde de l'enfant lorsque les parents doivent s'absenter afin de recevoir des soins, croissent avec la taille de la famille. D'où, une utilisation moins grande des bénéficiaires appartenant à la famille nombreuse. En effet, on observe que l'utilisation des célibataires et des membres de famille sans enfant est nettement supérieure à celle des chefs de famille nombreuse. Cette tendance est cependant renversée chez les femmes, probablement à cause des soins exigés par la grossesse et l'accouchement. Finalement, il n'y a que peu de différence dans l'utilisation chez les enfants quels que soient la taille ou le type de famille à laquelle ils appartiennent. Notons en dernier lieu que, pour fin de comparaison, non seulement nos résultats confirment ceux de Manga mais établissent également bien d'autres caractéristiques ignorées par son étude.

Enfin, les bénéficiaires du milieu urbain semblent être plus favorisés par rapport à ceux qui viennent du milieu rural dans l'utilisation des services médicaux. Cependant, comme dans l'étude de Manga, les lieux géographiques expliquent très peu et de façon insignifiante l'incidence de l'utilisation.

Quelles sont les limites de notre étude? A cette question presque gênante pour toute analyse empirique telle que l'analyse présente, nous devons d'abord nous résigner à répéter qu'à cause de la disponibilité restreinte et de l'imperfection des données, nous n'avons pu inclure d'autres variables pour mieux capter ou bien l'état de santé du bénéficiaire ou bien tous les aspects du coût d'opportunité de l'utilisation des services médicaux. A cet égard, nous pouvons mentionner, d'une part, le statut occupationnel, le type de travail, etc., qui contribue à décrire adéquatement l'état de santé du bénéficiaire, (faute d'obtenir le taux de morbidité pour tous les bénéficiaires) et, d'autre part, le temps de déplacement et d'attente, le temps requis pour les soins, le recours au



médecin de famille (ou toute autre variable d'accès qui contribue à représenter les coûts d'opportunité). En dernier lieu, la disponibilité des soins approximée par le lieu géographique est une mesure inadéquate. On aurait souhaité, sur la base des bénéficiaires individuels, la décrire par le nombre de médecins per capita, ou les heures de services médicaux per capita, etc. L'imperfection des données à notre disposition nous empêche de recueillir de telles informations détaillées.

Ainsi, il n'est pas surprenant de constater qu'il y a d'autres facteurs déterminants de l'utilisation des services médicaux et leurs incidences. Le faible coefficient de détermination de notre étude en est résulté, sans que nous oublions pour cela que ce coefficient est généralement petit pour les analyses basées sur les coupes instantanées.

D'autre part, il faut noter que les variables socio-économiques et démographiques sont parfois interdépendantes, ce qui a pour conséquence que l'on ne peut isoler leur effet à partir de celui des autres variables. Si cette interaction des variables existe, l'effet d'une variable indépendante sur la variable dépendante dépend de la valeur d'une autre variable indépendante<sup>7, 8</sup>. Il est donc nécessaire de tenir compte de cette interaction dans l'analyse afin d'obtenir de bons résultats. Pour ce faire, on définit une nouvelle variable comme étant une combinaison multicaractéristique des variables indépendantes soupçonnées d'interaction. Evidemment, il existe une infinité de telles combinaisons dont le choix est confié à l'intuition de l'analyste. Dans cette étude, cette combinaison est du type linéaire additive. En choisissant d'ignorer les interactions non linéaires, nous sommes conscients qu'il s'agit là d'une faiblesse. Toutefois, la taille de notre échantillon rend impossible toute autre tentative, et par surcroît cette étude a été conçue comme un recueil d'informations utiles pour les investigations subséquentes.

A ce propos, citons en deux : d'abord, étant donné l'importance du facteur âge et étant donné le profil non linéaire de l'utilisation des services médicaux en fonction de la structure âge - sexe, il est important de déterminer les changements structurels endogènes de l'utilisation par rapport à l'âge et selon les sexes. Ceci peut être analysé avec la technique de régression non linéaire développée dans D. Poirier (16).

En second lieu, il est souhaitable de reconsidérer les variables d'accès, en particulier les variations reflétant la disponibilité des services médicaux. Cette constatation nous mène à regrouper les micro-données selon les unités géographiques, ce qui nous permettrait d'utiliser les données de recensement du Canada, et d'autres données concernant le côté

---

7. Voir Goldberger, A.S. (7), pp. 218-227.

8. Johnston, J.C. (11), chap. 6.

offre des services médicaux. Cette investigation complexe qui comprend la modélisation et l'estimation de l'utilisation des services médicaux avec les données groupées, serait facilitée considérablement par les informations que procure cette présente étude.

N.M. HUNG <sup>9</sup>,  
N.V. PHU <sup>10</sup>,  
*Département d'économique,  
Université Laval.*

## APPENDICE

### *Sur l'estimation et la signification des coefficients estimés dans l'analyse de régression avec les variables indépendantes catégorisées*

Le modèle de régression comporte un ensemble de catégories de variables indépendantes qui prennent toutes la forme des *dummy*. Il est donc nécessaire de saisir l'interprétation du modèle.

Comme chacune des variables est représentée par une colonne ne comprenant que zéro ou 1, on exclut souvent une variable pour des raisons techniques dans l'estimation des coefficients de régression. Quand on a plusieurs catégories de variables, on en exclut une pour chaque catégorie, par exemple pour les groupes d'âge, pour les milieux géographiques, etc. Ainsi, les coefficients correspondant aux variables retenues sont tous interprétés en termes de différences par rapport à la variable exclue, variable dont l'effet est incorporé dans la constante de la régression. En voici une illustration.

---

9. L'auteur principal est professeur agrégé au Département d'économique de l'Université Laval. Il reconnaît avec gratitude les commentaires de nombreux collègues, en particulier J.A. Boulet, A.P. Contandriopoulos, N. Hung, J. Tremblay et deux commentateurs anonymes. Il endosse cependant la responsabilité des erreurs et des faiblesses inévitables de cette étude.

10. Le co-auteur a collaboré à cette étude à titre d'assistant de recherche.

Dans l'équation 1 ci-dessous, l'utilisation des services médicaux est en fonction du revenu du bénéficiaire. La variable exclue de la régression est *RE3*. La constante 58.77 représente alors la moyenne de l'utilisation, mesurée en dollars, du bénéficiaire appartenant à *RE3*, i.e. du bénéficiaire dont le revenu est entre \$4,000. et \$10,000. Toutefois, les coefficients perdent beaucoup de signification quand on considère deux catégories de variables ou plus. Prenons l'équation dans le tableau des résultats où l'on régresse l'utilisation des services médicaux par bénéficiaire selon le revenu, l'âge et le sexe, la taille de la famille et le milieu géographique où on exclut *RE1*, *CAG*, *FAM1* et *MG5*. La constante représente la moyenne de l'utilisation des groupes sociaux correspondant aux variables exclues et n'apporte aucune information précise quant aux divers groupes. Les coefficients *non ajustés*, étant définis en termes de différence avec la (les) variable(s) exclue(s), perdent leur signification familière. A titre d'exemple, il est impossible de connaître l'utilisation moyenne de l'individu appartenant à *RE2*... Par ailleurs, la constante peut changer substantiellement et de façon erratique, dépendamment du choix d'exclure telle ou telle autre variable des diverses catégories considérées.

Il serait assurément intéressant de pouvoir interpréter les coefficients comme des différences non pas à partir des variables exclues mais plutôt à partir d'une base stable quelconque. Ces coefficients sont appelés *les coefficients ajustés*. Pour obtenir les coefficients ajustés, on additionne un scalaire aux coefficients non ajustés de façon à ce que leur somme pondérée soit nulle. Formellement, la transformation consiste à définir le scalaire *k* pour chaque catégorie (*j*) de variables comme suit :

$$k_j = - \frac{1}{N} \sum_i \alpha_{ij} n_{ij}$$

où :

*N* = 8,608, la taille de l'échantillon de bénéficiaires

*n<sub>ij</sub>* = le nombre de bénéficiaires appartenant au groupe défini par la variable (*i*) appartenant à la catégorie (*j*)

*α<sub>ij</sub>* = le coefficient non ajusté correspondant à la variable (*i*) appartenant à la catégorie (*j*).

Nous avons :

$$\beta_{ij} = \alpha_{ij} + k_j$$

$$Ca = Cna - \sum_j k_j$$

où :

$\beta_{ij}$  = coefficient ajusté correspondant à la variable ( $i$ ) catégorie ( $j$ )

$Ca$  = la constante ajustée ;  $Cna$  = la constante non ajustée.

Le lecteur vérifiera que  $\frac{1}{N} \sum_i \beta_{ij} n_{ij} = 0$  et que  $Ca$  restera inchangée d'une équation à une autre, indépendamment du choix d'exclusion de telle ou telle autre variable appartenant à une catégorie<sup>1</sup>.  $Ca$  indique la valeur de l'utilisation moyenne par bénéficiaire pour l'échantillon global et les coefficients ajustés sont interprétés en termes de différences par rapport à cette moyenne. Le coefficient correspondant à la variable exclue est le scalaire lui-même, ainsi la transformation procure une information additionnelle que la forme non ajustée est incapable de faire. Notons également que la différence entre les paires de coefficients non ajustés  $\alpha_{ij}$  est identique à la différence entre les paires de coefficients ajustés  $\beta_{ij}$ . Prenons les résultats suivant à titre d'exemple d'interprétation.

Dans l'équation 1 où  $k = -17.79$ , les coefficients et la constante ajustés sont obtenus en ajoutant  $k$  aux coefficients non ajustés et en

TABLEAU 3

EQUATION 1 : L'UTILISATION DES SERVICES MÉDICAUX PAR BÉNÉFICIAIRE EN FONCTION DU REVENU

Variables indépendantes	Coefficients		t-student
	non ajustés	ajustés	
RE1	41.76 (7.94)	23.81	5.23
RE2	35.69 (13.511)	17.90	2.64
RE3	—	-17.79	—
RE4	12.57 (1.79)	- 5.22	7.03
RE5	13.25 (1.1)	- 4.54	12.08
Constante	58.77 (32.89)	76.56	1.79
R <sup>2</sup> = .024		R <sup>2</sup> = .023	$\sigma$ = 115.34
			F = 51.97

NOTE : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients estimés.

1. Voir Lansing et Morgan, *Economic Survey Methods*, 1971, pp. 315-318, Michigan.

soustrayant  $k$  de la constante non ajustée. Ainsi, \$76.56 représente l'utilisation moyenne de tout l'échantillon. Les bénéficiaires appartenant à  $RE2$  utilisent alors (\$76.56 + \$17.90) et ceux appartenant à  $RE3$  utilisent (\$76.56 - \$17.79).

Pour l'équation 1, nous indiquons les coefficients non ajustés, leur écart-type, les coefficients ajustés, le coefficient de détermination  $R^2$  et son accroissement dû à l'introduction d'une catégorie de variables, la valeur du t-Student pour chacun des coefficients séparément. La signification statistique de chaque catégorie de variables est jugée par la statistique partielle  $\Delta F$  tandis que celle de l'ensemble de la régression est indiquée par la statistique totale  $-F$ . Notons que les t-students servent à tester l'hypothèse d'après laquelle les coefficients sont significativement différents de la constante ajustée de la régression. Pour tester l'hypothèse énonçant que : « le coefficient d'une variable diffère significativement du coefficient d'une autre variable appartenant à une même catégorie », on doit calculer les t-students de la façon suivante :

$$t\alpha_{ij}\alpha_{kj} = \alpha_{ij} - \alpha_{kj} / (\text{Var}\alpha_{ij} + \text{Var}\alpha_{kj} - 2 \text{Covar}\alpha_{ij}\alpha_{kj})^{1/2}$$

D'après l'équation 1, la différence dans les utilisations par les bénéficiaires appartenant respectivement à  $RE4$  et  $RE1$  est (\$76.56 + \$23.81) - (\$76.56 - \$5.22) = \$29.19 = \$41.76 - \$12.57. Que cette différence soit statistiquement significative ou non dépendra de la valeur t-student calculée. Le tableau suivant résume ces calculs pour tous les groupes de revenu :

	$RE1$	$RE2$	$RE4$
$RE2$	1.11(*)		
$RE4$	3.37	3.17	
$RE5$	2.13	1.83	0.04(**)

La différence dans les utilisations par les bénéficiaires appartenant aux divers groupes pris deux par deux est statistiquement significative sauf dans le cas  $RE1$  versus  $RE2$  et  $RE4$  versus  $RE5$  dont la valeur t est marquée par (\*). Quand on a plusieurs catégories de variables, on doit évidemment choisir l'hypothèse à tester car les calculs et leurs représentations sont souvent encombrants.

TABLEAU 4

ESSAI DE CONTRÔLE AVEC 5 CLASSES DE REVENU

Variabes indépendantes	Coefficients non ajustés	Ecart type	t-Student	Coefficients ajustés
<i>RE1</i>	3.13	( 7.25)	.4318	3.47
<i>RE2</i>	- 3.07	( 4.59)	.6695	- 2.73
<i>RE3</i>	—		—	.34
<i>RE4</i>	15.11	( 6.88)	2.1929	15.45
<i>RE5</i>	19.59	(11.83)	1.6554	19.93
<i>CA1</i>	-86.27	(14.43)	- 5.9749	-12.29
<i>CA2</i>	-91.18	(14.08)	- 6.4721	-17.20
<i>CA3</i>	-96.21	( 8.88)	-10.8246	-22.23
<i>CA4</i>	-69.91	( 9.59)	- 7.2842	4.027
<i>CA5</i>	-54.80	( 8.93)	- 6.1350	19.18
<i>CA6</i>	—		—	73.98
<i>CA7</i>	-92.27	(14.47)	- 6.3749	-18.29
<i>CA8</i>	-76.17	(14.17)	- 5.3729	- 2.19
<i>CA9</i>	-63.64	(10.67)	- 5.9608	10.34
<i>CA10</i>	-70.85	(11.21)	- 6.3171	3.13
<i>CA11</i>	-64.21	(11.19)	- 5.7371	9.77
<i>CA12</i>	-46.89	(11.81)	- 3.9676	27.09
<i>FAM1</i>	—		—	3.56
<i>FAM2</i>	- 4.35	( 7.22)	.6023	- .79
<i>FAM3</i>	-16.55	( 6.65)	- 2.4866	-12.99
<i>FAM4</i>	-19.09	( 7.78)	2.4522	-15.53
<i>FAM5</i>	-21.03	(11.06)	- 1.8998	-17.47
<i>FAM6</i>	-22.96	(10.88)	2.1088	-19.40
<i>FAM7</i>	20.95	( 5.20)	2.0245	24.51
<i>FAM8</i>	35.69	( 5.76)	6.1882	39.25
<i>FAM9</i>	12.47	(12.89)	.9668	16.03
<i>FAM10</i>	-17.41	(15.33)	- 1.1350	-13.55
<i>MG1</i>	- .33	(18.07)	- .0185	10.53
<i>MG2</i>	- 6.06	(18.04)	- .3357	4.80
<i>MG3</i>	-14.83	(17.93)	- .8295	- 4.01
<i>MG4</i>	-22.23	(18.06)	- 1.2301	-11.37
<i>MG5</i>	—		—	10.86
Constante	165.29	(20.14)	8.2065	76.56

$R^2$	.08208	Catégorie	$\Delta R^2$	$\Delta F$
$\bar{R}^2$	.07908			
$\sigma$	111.987	<i>RE</i>	.02359	51.964
F	27.3967	<i>CA</i>	.04900	44.832
		<i>FAM</i>	.00594	30.832
		<i>MG</i>	.00355	27.396

## RÉFÉRENCES

- (1) ACTON, J.P., « Non Monetary Factors in the Demand for Medical Services Some Empirical Evidence », *Journal of Political Economy*, 1975.
- (2) BECK, R.G., « Economic Class and Access to Physician Services Under Public Care Insurance », *International Journal of Health Services*, 1973.
- (3) BERRY, C. *et al.*, « A Study of the Response of Canadian Physicians to the Introduction of Universal Medical Insurance : The First 5 Years in Quebec », *Mathematica Policy Research Inc.*, 1978.
- (4) DAVID, R. ; LATOUCHE, D., « Un tour d'horizon : la consommation des services médicaux en 1971-72 », Gouvernement du Québec, *Régie de l'assurance-maladie du Québec*, 1975.
- (5) ENTERLINE, P.E., « The Distribution of Medical Services Before and After « Free » Medical Care — The Quebec Experience », *New England Journal of Medicine*, 1973.
- (6) FUCHS, V., « The Supply of Surgeons and the Demand of Operation », *Journal of Human Resource*, Supl. 1978.
- (7) GOLDBERGER, A.S., *Econometric Theory*, Wiley & Son, N.Y., 1964.
- (8) GREEN, J., « Physician Induced Demand for Medical Care », *Journal of Human Resource*, Supl. 1978.
- (9) GROSSMAN, M., « The Demand for Health : A Theoretical and Empirical Investigation », *NBER Occasional Paper* 119, 1972.
- (10) HUNG, N.M. ; PHU, N.V., Les déterminants de l'utilisation des services médicaux en régime d'assurance maladie du Québec : une étude empirique, *Université Laval*, Cahier 7909.
- (11) JOHNSTON, J., *Econometric Methods*, McGraw Hill, N.Y., 1960.
- (12) LANSING ; MORGAN, *Economic Survey Methods*, Michigan, 1971.
- (13) MANGA, P., The Income Distribution Effect of Medical Insurance in Ontario, *Ontario Economic Council*, Occasional Paper 6, 1978.
- (14) PHELPS, C. ; NEWHOUSE, J., « Co Insurance, the Price of Time and the Demand for Medical Services », *Rev. Econ. and Stat.*, 1974.
- (15) PHELPS, C. ; NEWHOUSE, J. et M. KEELER, « Deductibles and the Demand for Medical Care Services : the Theory of a Consumer Facing a Variable Price Schedule Under Uncertainty », *Econometrica*, 1977.
- (16) POIRIER, D., « *The Econometrics of Structural Change* », North Holland, 1974.
- (17) TREMBLAY, J., *Health Service Utilization and Census Date Linkage on a Provincial Level*, Ms Thesis, McGill University, 1975.