

Article

« Statut socio-économique et utilisation des services de santé à Montréal »

Jack Siemiatycki et Lesley Richardson

L'Actualité économique, vol. 56, n° 2, 1980, p. 194-210.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/600914ar>

DOI: 10.7202/600914ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

STATUT SOCIO-ÉCONOMIQUE ET UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ À MONTRÉAL *

INTRODUCTION

En novembre 1970, un régime obligatoire et universel d'assurance-santé a été implanté au Québec pour couvrir tous les services de médecins à domicile, au bureau ou à l'hôpital à l'exclusion des consultations téléphoniques. Le motif principal de sa mise en œuvre a été, ici comme ailleurs, l'élimination des obstacles de nature financière à des soins de santé individuels adéquats. Une équipe de recherche dirigée par les docteurs Alison et Corbett McDonald et Philip Enterline a réalisé une évaluation du nouveau système au moyen d'une enquête menée dans la région de Montréal en 1969-70 et 1971-72, c'est-à-dire 12 mois avant et 12 mois après l'instauration du régime. Une comparaison des résultats de la première enquête et de la deuxième montre que le nombre de visites à un médecin s'est accru chez les pauvres et a diminué chez les mieux nantis (1). Plus particulièrement, les variations en pourcentage selon les divers groupes de revenus étaient les suivantes :

<i>Revenu familial (\$)</i>	<i>% de variation du nombre de visites 1969-70 à 1971-72</i>
Moins de 3,000	+18.2
3,000—4,999	+9.1
5,000—8,999	0.0
9,000—14,999	-3.9
15,000 et plus	-9.4

* Traduit de l'anglais par Alfred Cossette.

L'étude a été réalisée dans le cadre de la thèse de doctorat du docteur Siemiatycki au Département d'Epidémiologie et de Santé de l'Université McGill à partir de la subvention 605-22-20 octroyée par Santé Canada et de la subvention 605-1144-21 accordée au docteur F.D.K. Liddell. L'analyse des données et la préparation du manuscrit ont été partiellement financées par une subvention du ministère des Affaires sociales du Québec et du Conseil de la recherche en santé du Québec.

Nous remercions Tony DiGiovanni pour le graphisme, Denis Aubert pour l'analyse informatique, Claudette Richer pour la préparation du manuscrit, Alison McDonald de l'hôpital St. Mary's, London, et Lise Davignon de l'Institut Armand-Frappier pour des critiques portant sur une version préliminaire, Corbett McDonald du London School of Hygiene and Tropical Medicine pour l'encadrement et Pierre Bergeron, Chef de la Recherche et de la Statistique, Régie de l'Assurance-maladie, pour ses avis sur la compilation des données du graphique 2.

Lorsque les informations concernant l'utilisation et la morbidité ont été comparées il est apparu que le schéma de consommation de 1971-72 reflétait davantage les besoins réels (2). Toutefois, il n'a pas été possible de déterminer s'il s'agissait d'un changement permanent ou d'une variation temporaire résultant d'une accumulation de problèmes négligés chez les pauvres. De plus, la deuxième enquête a été réalisée à un moment où les pourvoyeurs et les usagers du régime s'ajustaient au nouveau système. Le but de cet article est d'examiner les différences selon les classes économiques dans l'utilisation des soins de santé quatre années après l'implantation du système afin d'évaluer ses effets en situation « d'état stable ».

MÉTHODES

En novembre 1974 une enquête a été réalisée dans un secteur¹ socialement hétérogène de la région métropolitaine de Montréal comprenant une population d'environ 400,000 et formant une ligne de démarcation entre l'ouest, à prédominance anglophone, et l'est, à majorité francophone. Le secteur retenu affiche une distribution de revenus similaire à celle de l'ensemble de la région métropolitaine. De même, la population résidente semble un peu plus âgée (11% de plus de 65 ans comparé à 7% pour l'ensemble de la région) et une proportion plus élevée de personnes ont terminé la neuvième année scolaire (56% contre 50%). Enfin, le secteur contient également une proportion moins élevée de Canadiens français (50% contre 66%).

La liste des électeurs de l'élection fédérale de juillet 1974 a servi de base échantillonnale. De l'ensemble des 905 listes d'électeurs, 400 ont été sélectionnées par tirage aléatoire. Sur chaque liste les ménages anglophones et francophones ont été identifiés à partir de la consonance linguistique du nom de famille et deux ménages de chaque groupe furent retenus. Un ménage de chaque paire linguistique a été contacté par téléphone et l'autre par la poste. Un sous-objectif du programme de recherche était d'effectuer une comparaison méthodologique entre les deux approches d'enquête dans les communautés anglophone et francophone. Ainsi l'échantillon total comprenait donc 1,600 ménages répartis également entre francophones et anglophones et, à parts égales entre les deux types d'approche d'enquête. Quelques 41 familles qui ont déménagé depuis l'élection ont été retirées de l'échantillon. Dans ce texte les données obtenues par la poste et par téléphone ont été confondues, la comparaison des méthodologies d'enquête ayant déjà fait l'objet d'un rapport antérieurement (3).

1. Les circonscriptions électorales fédérales de Verdun, St-Henri, Outremont et certaines parties de Mont-Royal et Dollard-des-Ormeaux.

Jusqu'à 86% des ménages de l'échantillon ont fourni des réponses complètes aux questionnaires. Selon le bulletin de recensement portant sur les revenus moyens, les personnes interrogées seraient représentatives de la composition socio-économique de la population. Deux types de questionnaires ont été utilisés, l'un pour les enfants et l'autre pour les adultes, en français et en anglais, et les questions posées concernaient les maladies, les symptômes et l'utilisation des soins de santé². Quarantevingts pour cent des adultes contactés ont rempli le questionnaire eux-mêmes ; dans les autres cas, le questionnaire fut rempli par un parent, généralement par le conjoint. Les questionnaires destinés aux enfants ont été remplis par la mère dans la plupart des cas.

Des analyses ont été réalisées pour déterminer la relation entre les groupes économiques et divers aspects de l'utilisation des soins de santé en gardant constantes les variables âge et sexe. Deux indicateurs du statut économique ont été utilisés : le revenu familial moyen du secteur de recensement et le revenu familial déclaré dans le questionnaire. La moyenne de ces deux indicateurs, ou le premier lorsque le dernier n'avait pas été divulgué, a été retenue comme indice du statut économique. Les indices correspondant aux trois niveaux — bas, moyen, élevé — présentent des rapports 20 : 60 : 20. Le point d'inflexion entre les groupes inférieurs et médians et les groupes médians et supérieurs était de \$7,800 et \$13,000 respectivement. Il y a plusieurs façons d'estimer le volume de services rendus par les médecins, les plus courantes étant 1) de multiplier le nombre de visites chez un médecin dans les deux dernières semaines par 26 et 2) de recourir à la proportion de personnes ayant vu un médecin au cours des deux dernières semaines. Ce dernier indice a été préféré au premier car son coefficient de variation est plus petit.

Etant donné que le besoin de soins de santé peut varier selon le statut économique, les taux de visite à un médecin peuvent ne pas refléter des différences réelles dans l'accessibilité. Par exemple, si les pauvres font face à des taux de morbidité plus élevés ils devraient faire un usage plus important des services de santé. L'équité dans l'accessibilité devrait être évaluée en examinant l'usage par rapport à certaines mesures de morbidité (4). Bien que les répondants n'aient pas été conviés à relier les visites chez un médecin à des maladies particulières ils ont cependant indiqué s'ils avaient été malades au cours des quatre dernières semaines et s'ils souffraient de conditions chroniques. Ainsi, les taux de visite pouvaient être examinés séparément pour ceux qui de toute évidence avaient une raison de chercher des soins de santé et ceux qui n'en avaient pas. Un enfant a été considéré comme « malade » au cours des quatre dernières semaines s'il avait un rhume avec fièvre, un mal de

2. Les questionnaires de l'enquête sont disponibles sur demande.

gorge, l'influenza ou une limitation d'activités attribuable à une maladie ou une blessure. Un adulte était considéré comme tel s'il souffrait de l'un de ces problèmes ou s'il ressentait une douleur, de l'inconfort ou un inconvénient attribuable à une maladie ou une blessure, ou s'il souffrait d'une maladie ou d'une incapacité de longue durée. Compte tenu de la nature subjective de ces questions les réponses des répondants-substituts des adultes n'ont pas été considérées. La différence dans les schémas temporels entre la morbidité (quatre semaines) et l'utilisation résultante (deux semaines) a été considérée raisonnable car il peut y avoir un délai entre le début de la maladie et la visite chez un médecin. Il est certain que les critères servant à déterminer si une personne est « malade » ou ne l'est pas peuvent être trompeurs au niveau individuel. Toutefois, il semble raisonnable de supposer qu'en moyenne le groupe identifié comme « malade » contient plus de personnes ayant des raisons de solliciter des soins de santé que le groupe identifié comme « n'étant pas malade ».

Afin de faciliter les comparaisons entre les groupes économiques, toutes les estimations ont été ajustées à une distribution commune selon l'âge et le sexe et les erreurs normales (E.N.) ont été calculées en conséquence (5). Les intervalles de confiance ont été basés sur une inférence simultanée pour trois groupes et sont calculés comme étant la moyenne $\pm 2.79 \times \text{E.N.}$ (6). Les tests de signification ont été basés sur un test de chi-carré de la tendance sur des tables 3×2 (7).

Données d'autres sources

Des enquêtes couvrant toute la région métropolitaine de Montréal ont été réalisées avant et après l'implantation du régime d'assurance-maladie. Afin de comparer le volume de soins reçus par notre population en 1974 avec les enquêtes antérieures nous avons analysé le sous-ensemble de sujets de l'enquête des docteurs Enterline et McDonald faisant partie du secteur de notre étude. Toutefois, il faut souligner que des différences dans les schémas d'échantillonnage et les interviews entre les enquêtes Enterline-McDonald (décrites dans la référence de la note 1) et les nôtres peuvent avoir produit des biais dans les résultats. Notamment, leur base échantillonnale est composée d'une liste d'adresses pouvant inclure autant des non-résidents que des résidents et la cueillette des données a été réalisée par entrevue directe. Depuis la mise en œuvre du régime, la Régie de l'assurance-maladie du Québec (RAMQ) publie des statistiques annuelles décrivant le volume de services rendus par les médecins. Le nombre de visites enregistrées a été tiré des rapports annuels sur la période 1971-76 (8) pour déterminer des tendances dans l'utilisation des services médicaux. Étant donné que peu de médecins ne font pas partie du régime et que le versement des honoraires

professionnels est assujéti à la présentation d'une facture à la RAMQ, les probabilités que des visites n'aient pas été enregistrées sont très faibles. Les médecins fournissent un code qui décrit la nature de la visite, et le diagnostic ou les actes thérapeutiques réalisés susceptibles d'être rémunérés. Les statistiques ont été compilées par numéro de code et différents codes de visite ont été combinés pour les besoins de l'analyse. Toutefois, compte tenu que ces codes ont été conçus pour des traitements comptables et non de recherche, ils ne conviennent pas complètement pour l'analyse envisagée. Par exemple, contrairement aux données de l'enquête, les contacts avec des patients hospitalisés et des personnes en institutions sont inclus dans les statistiques de la RAMQ. En outre, les visites qui ne donnent pas lieu à un examen du patient mais à un diagnostic particulier ou un acte thérapeutique — tel un traitement antiallergie — ne recevraient pas de code de visite et ne seraient donc pas compris dans notre compilation de visites. Malgré ces problèmes particuliers, les données apparaissent offrir une bonne estimation des tendances dans le volume de services.

Biais dans la validité des réponses

La validité différentielle des réponses à l'enquête entre les classes sociales peut biaiser les comparaisons. Un effort a été fait pour valider les réponses à l'enquête et comparer la validité entre les classes sociales. La RAMQ a fouillé sa banque de données afin de retrouver les enregistrements des visites à un médecin réalisés par les sujets de notre échantillon. Compte tenu que les patients sont souvent mal identifiés sur la facture que le médecin fait parvenir à la RAMQ, il se produit souvent que certaines visites n'apparaissent pas sur les fiches informatisées de chaque patient. Par conséquent, il devient impossible d'estimer le nombre de visites déclaré en trop par les patients. Un examen des dossiers de la RAMQ a indiqué que 520 individus de notre échantillon avaient vu un médecin au cours des deux semaines précédant l'entrevue. De ceux-ci, 26 pour cent ont déclaré dans l'enquête qu'ils n'avaient pas vu le médecin durant cette période.

Les proportions pour les classes économiques inférieures, moyennes et supérieures sont de 28, 26 et 25 pour cent respectivement. Par conséquent, il ne semblerait pas exister de biais dans la validité des réponses bien que cette possibilité ne puisse être exclue en ce qui touche d'autres éléments du questionnaire. Notamment, il est possible que la stratification selon le type de maladie dont il est fait mention plus haut soit biaisée par des perceptions différentes selon les classes sociales. Sans vouloir négliger les difficultés éprouvés par la recherche sur cette question il appert cependant que la morbidité mineure serait relativement sous-évaluée chez les pauvres (9) et que la validité des réponses con-

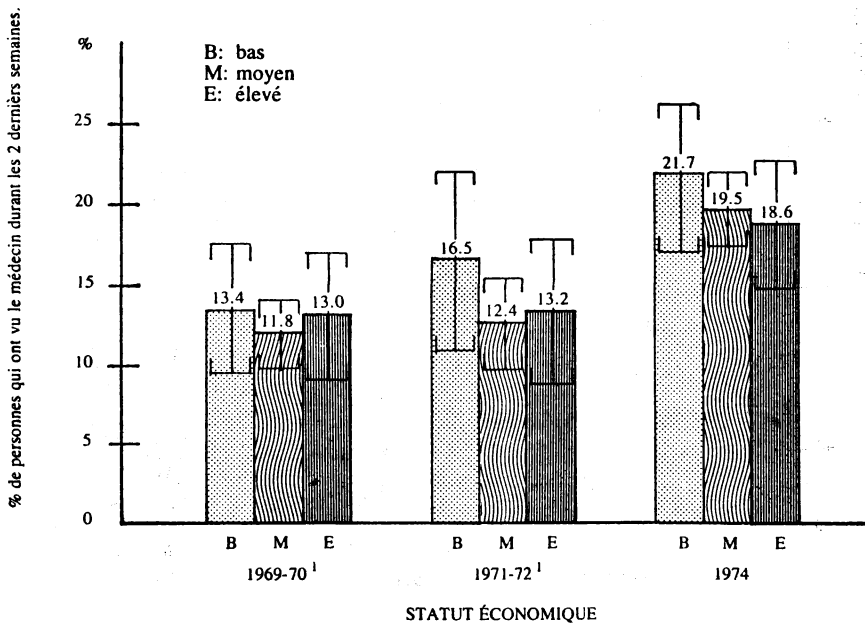
cernant les maladies chroniques ne serait pas reliée à la classe sociale (10). Il ne conviendrait donc pas de trop se préoccuper de variations mineures dans l'utilisation stratifiée selon le type de maladie.

RÉSULTATS

Le graphique 1 présente des indicateurs des différences dans les soins de santé selon les classes sociales pour trois points dans le temps — le premier avant l'instauration du régime d'assurance-maladie, le deuxième immédiatement après, et le troisième quatre années plus tard. Le pourcentage de médecins vus dans les deux dernières semaines est un indicateur du volume de soins et le pourcentage de médecins vus au cours des 12 derniers mois, ou son complément, est un indicateur des poches de sous-utilisation. La partie 1 du graphique présente les résultats de l'enquête Enterline (1) et montre qu'il y a eu redistribution du

GRAPHIQUE 1.1

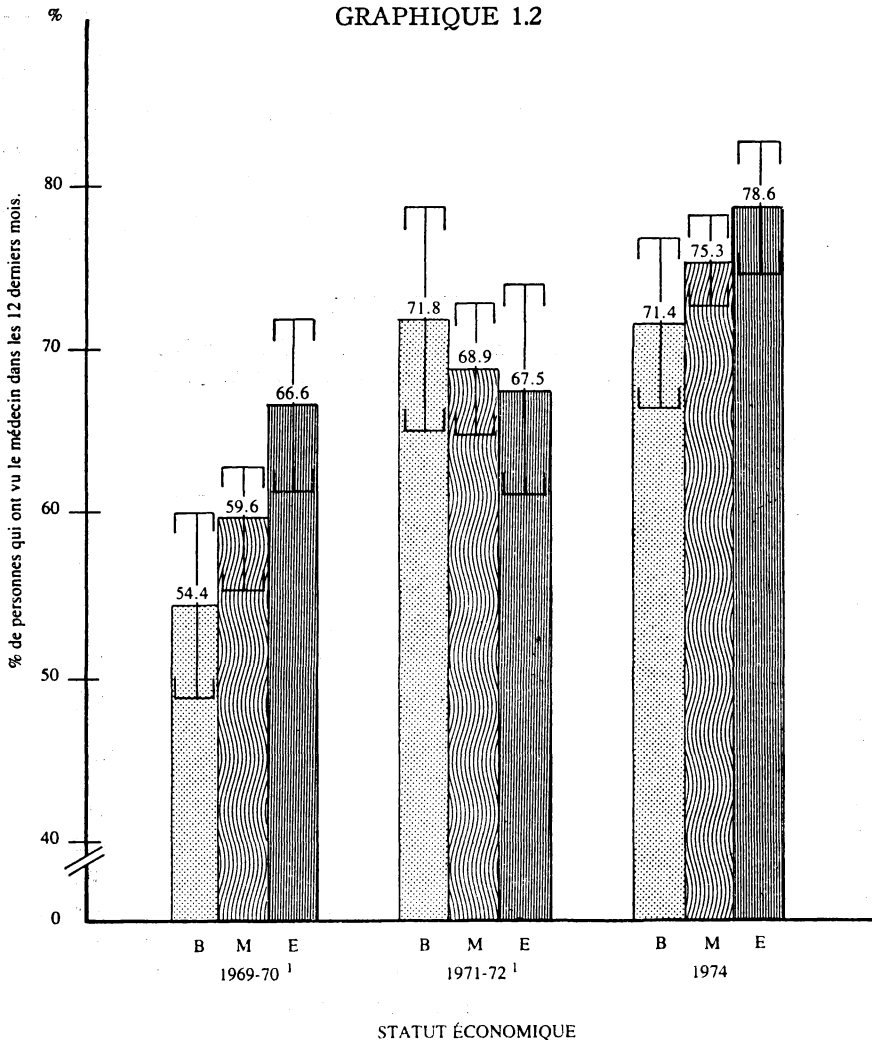
VOLUME ET SOURCE DE SOINS MÉDICAUX À MONTRÉAL
SELON LE STATUT ÉCONOMIQUE DANS TROIS ENQUÊTES



Les estimations ont été ajustées à une distribution commune selon l'âge et le sexe. Les barres indiquent des intervalles de confiance simultanées à 95%.

1. Sous-échantillon des ménages des enquêtes Enterline-McDonald qui se trouvent dans la région de notre enquête de 1974. Les points qui divisent les trois classes sociales varient entre les trois enquêtes pour approximativement maintenir le ratio 20 : 60 : 20.

volume de services avec un accroissement relatif chez les pauvres et une diminution relative chez les mieux nantis. En 1974 les différences relatives étaient similaires à celles de 1971-72 bien que l'utilisation ait semblé avoir augmenté dans toutes les classes. Il y eut accroissement général dans les proportions de patients ayant vu un médecin au cours des 12 derniers mois, mais le gradient de classe sociale observé en

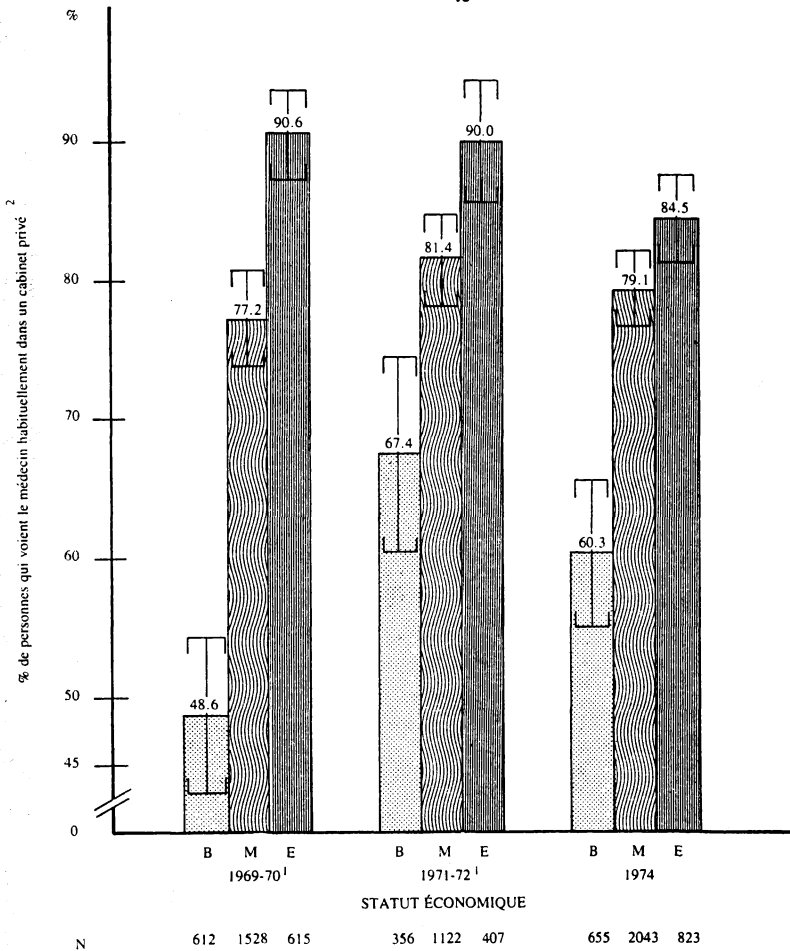


Les estimations ont été ajustées à une distribution commune selon l'âge et le sexe. Les barres indiquent des intervalles de confiance simultanées à 95%.

1. Sous-échantillon des ménages des enquêtes Enterline-McDonald qui se trouvent dans la région de notre enquête de 1974. Les points qui divisent les trois classes sociales varient entre les trois enquêtes pour approximativement maintenir le ratio 20 : 60 : 20.

1969-70 n'a été que légèrement modifié en 1974. De grandes différences dans les sources des soins ressortaient dans la période précédant la mise en œuvre du régime, la plupart des pauvres utilisaient alors les hôpitaux pour des soins primaires. Après la mise en vigueur de l'assurance-maladie, la situation s'est légèrement modifiée. A partir des données de l'enquête Enterline-McDonald nous avons estimé que 12.4 pour cent de la population de notre secteur d'étude avait vu un médecin

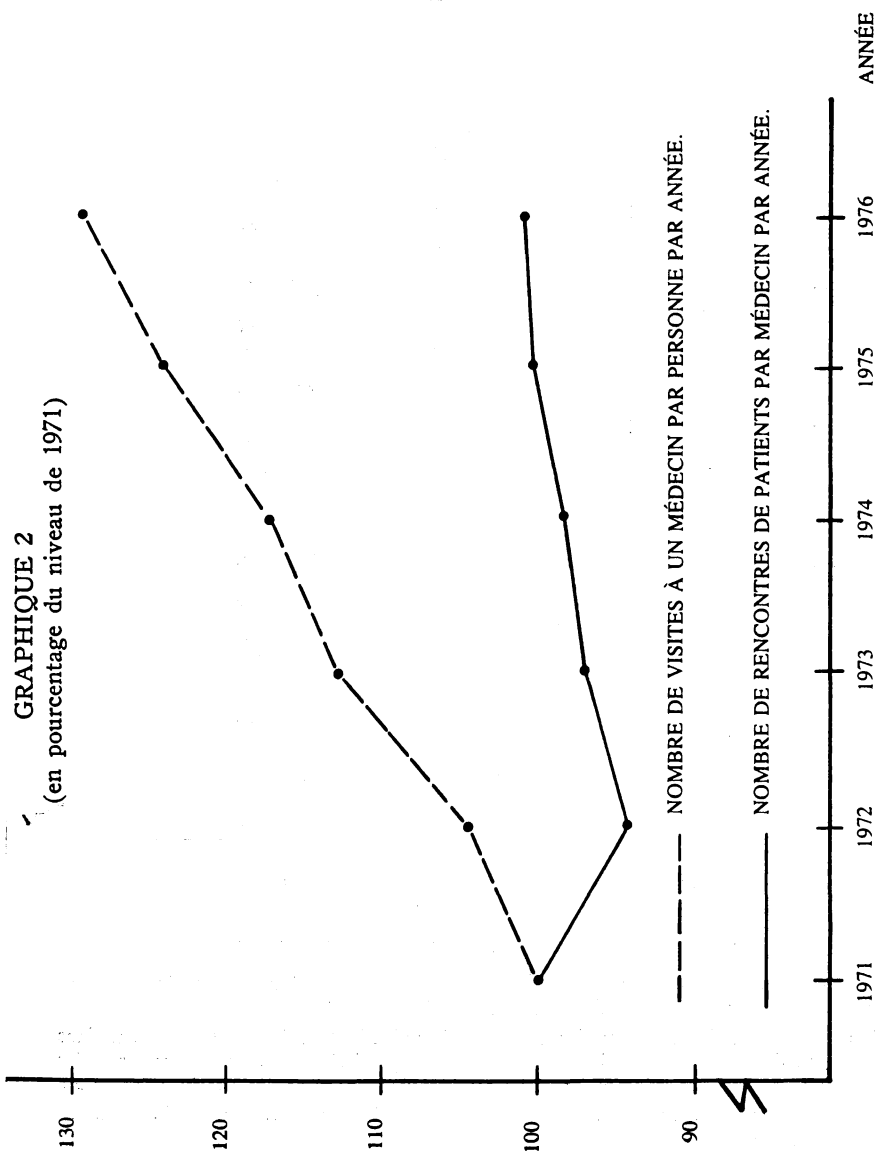
GRAPHIQUE 1.3



Les estimations ont été ajustées à une distribution commune selon l'âge et le sexe. Les barres indiquent des intervalles de confiance simultanées à 95%.

1. Sous-échantillon des ménages des enquêtes Enterline-McDonald qui se trouvent dans la région de notre enquête de 1974. Les points qui divisent les trois classes sociales varient entre les trois enquêtes pour approximativement maintenir le ratio 20 : 60 : 20.
2. La plupart qui restent voient le médecin habituellement dans une clinique ou un centre hospitalier.

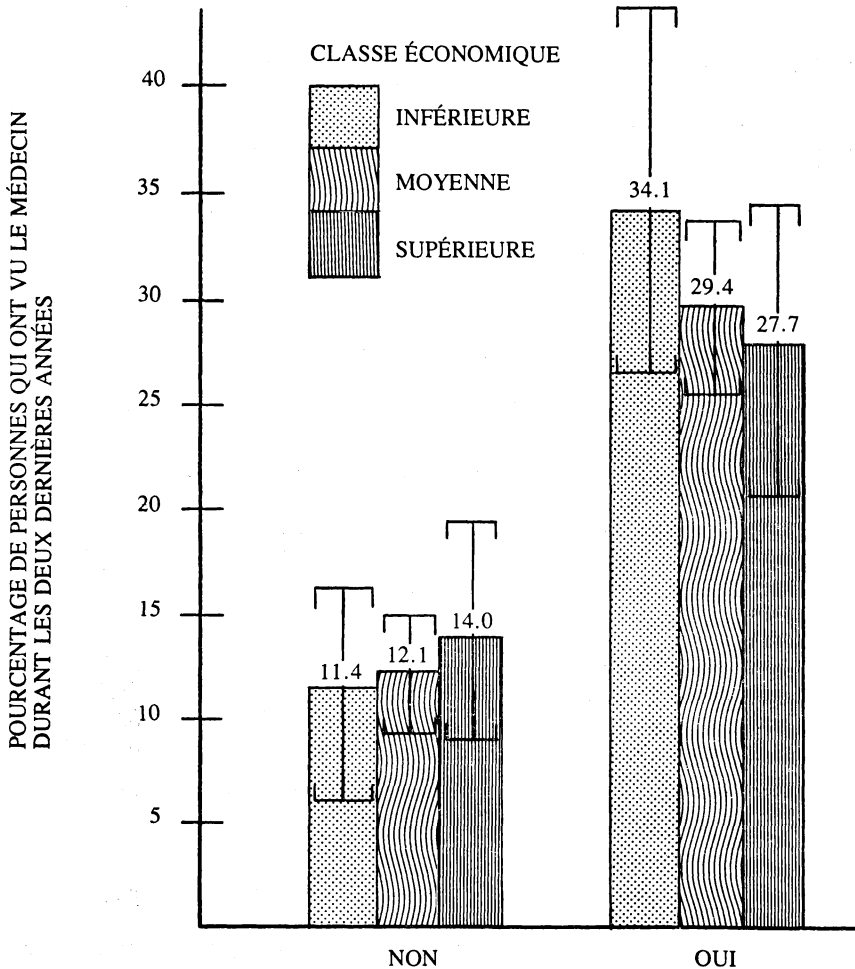
au cours des « deux dernières semaines » en 1969-70 alors que la proportion comparable était de 13.4 pour cent deux années plus tard. Trois années plus tard le taux était de 19.7 pour cent. Bien que les enquêtes aient été réalisées dans le même secteur et que les mêmes questions aient été posées, des différences dans les bases échantillonnelles et la méthode d'interview peuvent biaiser les comparaisons. Le graphique 2 est basé sur un procédé de cueillette des données cohérent. Il montre que l'accrois-



Tendances dans le volume annuel des services médicaux par habitant dans les six premières années de l'assurance-santé, District socio-sanitaire de Montréal. Ce district administratif est 40 pour cent plus grand que la région métropolitaine de Montréal et inclut les secteurs ruraux et semi-ruraux avoisinants.

sement apparent entre 1971-72 et 1974 était réel et qu'il s'est poursuivi jusqu'en 1976. Bien que l'utilisation par habitant se soit accrue de 29 pour cent dans les cinq années suivant la première année complète d'opération du régime, un accroissement parallèle du nombre de médecins pratiquant a permis de garder le fardeau de travail moyen à un niveau constant.

GRAPHIQUE 3



«MALADE» AU COURS DES QUATRE DERNIÈRES SEMAINES

Pourcentage de ceux qui ont vu un médecin par classe économique, selon qu'ils étaient « malades » ou « non-malades », 1974. Voir le texte pour la définition du statut de maladie. Les dénominateurs dans les six groupes, de gauche à droite, sont 292, 934, 367, 241, 780 et 347. Les estimations ont été ajustées à une distribution commune selon l'âge et le sexe. Les barres indiquent des intervalles de confiance simultanées à 95%.

Le graphique 1 présente pour l'année 1974 un volume de soins chez les pauvres légèrement plus élevé. Toutefois, pour évaluer ceci correctement il faut tenir compte du besoin de soins de santé. Selon la définition donnée plus tôt, 37 pour cent des enfants et 50 pour cent des adultes ont été « malades » dans un passé récent. Considérées séparément par état de santé il y avait relativement peu de variations selon les classes économiques dans les taux de visite chez un médecin (graphique 3), ce qui est un autre indicateur de l'équité induite par la mise en vigueur du régime. Les tests chi-carré des tendances n'étaient pas significatifs à $p = .05$. Notons tout de même une tendance légère chez les « malades » pauvres à avoir des taux de visite plus élevés que les « malades » non pauvres. Cela est attribuable en partie au fait que la maladie de long terme ou l'incapacité est peut-être plus sérieuse que les autres composantes de la rubrique « malade » (diverses mesures de la morbidité aiguë dans les quatre dernières semaines) et qu'elle était plus représentée chez les « malades » pauvres (29%) que chez les « malades » des classes moyennes (19%) et des classes de revenus supérieures (17%). Par

TABLEAU 1

ACTES DE DIAGNOSTIC ET THÉRAPEUTIQUES CHOISIS À LA DERNIÈRE VISITE
RENDUE À UN MÉDECIN, SELON LA CLASSE ÉCONOMIQUE, 1974 *

Types d'actes	Classe économique		
	Inférieure	Moyenne	Supérieure
Actes de diagnostic :			
<i>N</i> (adultes seulement)**	268	898	367
% ayant eu un test d'urine	35.1 (±2.9)	35.2 (±1.6)	35.6 (±2.5)
% ayant eu un test de sang	36.2 (±2.8)	35.6 (±1.6)	33.0 (±2.5)
% ayant eu des rayons X	33.5 (±2.7)	30.6 (±1.5)	30.5 (±2.4)
% ayant eu leur pression sanguine mesurée	72.1 (±2.6)	71.5 (±1.5)	65.9 (±2.3)
Actes thérapeutiques :			
<i>N</i> (tous les âges) **	378	1275	569
% ayant reçu une ordonnance	55.5 (±2.3)	46.1 (±1.4)	41.4 (±2.0)
% ayant reçu une demande pour une 2e visite	50.7 (±2.3)	50.0 (±1.4)	44.8 (±2.0)

* Estimations ajustées à une distribution commune selon l'âge et le sexe.

** Excluant les personnes n'ayant pas vu le médecin au cours de la dernière année et les adultes qui n'ont pas répondu eux-mêmes,

() Erreur normale.

conséquent, le groupe des « malades » a été subdivisé en deux nouvelles classes, les malades chroniques ou incapables et les autres types de malades. Les moyennes des trois catégories — « non malades », « malades chroniques » et « malades non chroniques » ont été calculées en tenant compte des pondérations appropriées laissant des taux de visite ajustés dans les trois classes économiques de 21.6%, 20.2% et 20.4% respectivement.

Le tableau 1 met en évidence des procédés choisis réalisés à la dernière visite à un médecin et donne des indications concernant la nature des soins reçus et la gravité des conditions médicales ayant provoqué la visite. D'une part, il n'y a pas de différence importante entre les classes économiques dans les proportions de mesures de diagnostic putatives. D'autre part, les actes thérapeutiques (prescriptions et/ou planification de visites subséquentes) apparaissent avec une fréquence plus élevée chez les pauvres ($p < .05$) à la fois chez les enfants et les adultes. Compte tenu qu'un grand nombre de pauvres ont reçu leurs soins primaires dans des cliniques externes ou des salles d'urgence, il est possible que les différences par classe économique dans les taux de procédés thérapeutiques reflètent des différences de pratique entre les médecins principalement attachés à des hôpitaux et ceux qui ne le sont pas.

Le tableau 2 montre que cela n'est pas exact. Même les sujets qui fréquentaient habituellement le bureau privé d'un médecin, les pauvres déclaraient des taux d'actes thérapeutiques plus élevés.

TABLEAU 2

ACTES THÉRAPEUTIQUES CHOISIS À LA DERNIÈRE VISITE À UN MÉDECIN —
PERSONNES QUI VOIENT GÉNÉRALEMENT LE MÉDECIN DANS UN BUREAU PRIVÉ,
SELON LA CLASSE ÉCONOMIQUE, 1974 *

Catégorie	Classe économique		
	Inférieure	Moyenne	Supérieure
<i>N</i> (tous les âges) **	236	1034	483
% ayant reçu une ordonnance	58.7 (±2.6)	45.5 (±1.5)	40.6 (±2.1)
% ayant reçu une demande pour une 2e visite	56.2 (±2.6)	49.6 (±1.5)	46.4 (±2.2)

* Estimations ajustées à une distribution commune selon l'âge et le sexe.

** Excluant les personnes n'ayant pas vu le médecin au cours de la dernière année et les adultes qui n'ont pas répondu eux-mêmes.

() Erreur normale.

Au moment de l'enquête, les soins dentaires étaient « gratuits » pour les enfants de moins de huit ans. Le tableau 3 montre que les soins dentaires variaient considérablement suivant la classe sociale dans les groupes d'âge.

TABLEAU 3

POURCENTAGE DES PERSONNES QUI ONT VU LE DENTISTE DURANT
LES 12 DERNIERS MOIS SELON LE STATUT ÉCONOMIQUE

Groupe d'âge	Statut économique					
	Inférieur		Moyen		Supérieur	
	<i>N</i>	%	<i>N</i>	%	<i>N</i>	%
0—7	55	16.8 (±5.1)	171	27.6 (±3.4)	85	47.7 (±5.4)
8—17	105	43.0 (±4.8)	315	65.1 (±2.7)	152	86.1 (±2.8)
18 +	491	24.0 (±1.9)	1554	40.0 (±1.2)	589	60.8 (±2.0)

() Erreur normale.

DISCUSSION

Ces résultats basés sur un échantillon de résidents d'un secteur important de Montréal suggèrent que le régime d'assurance-maladie a eu tendance à égaliser l'accessibilité aux soins médicaux entre les classes économiques. Certains pourraient suggérer que l'égalisation est un processus de long terme non relié à la nature du système de soins de santé mis en vigueur en 1970 (11). Toutefois, les résultats des enquêtes Enterline-McDonald montrent qu'il y aurait eu une redistribution importante des services après l'instauration du régime indiquant ainsi que l'assurance-maladie aurait accéléré le processus (1, 2). Les résultats présentés ici confirment que la redistribution observée immédiatement après l'implantation n'était pas temporaire. Après la phase initiale de redistribution et d'égalisation, les taux d'utilisation semblent avoir augmenté dans toutes les classes. Non seulement les taux de visite à un médecin étaient-ils très similaires entre les classes économiques, mais les types d'actes de diagnostic reçus étaient également semblables. Compte tenu que la capacité de payer n'était plus un facteur, ces résultats ne devraient pas nous surprendre.

Dans le cas de jeunes enfants, les soins dentaires sont souvent de nature préventive. Or, en dépit de leur gratuité, la consommation de soins dentaires est marquée par des différences radicales selon la classe

sociale. Ce comportement peut être attribué en partie à une certaine attitude envers les soins préventifs, mais il y a d'autres facteurs aussi. D'autres explications partielles des différences constatées sont la répartition géographique des dentistes à Montréal et l'ignorance de la part des gens qui ne savent pas que les enfants ont droit aux soins dentaires gratuits. Le nombre relativement petit de dentistes (environ un sixième du nombre de médecins) et la priorité qu'ils donnent aux membres d'une même famille lorsque quelqu'un de la famille est déjà en traitement expliquent pourquoi les enfants pauvres ont plus de difficulté à profiter des soins dentaires que les autres. Pour les enfants plus âgés et les adultes, le coût des soins dentaires représentait un autre obstacle, et les résultats mettent en lumière l'injustice flagrante qui régit l'accès à des soins médicaux que le client doit payer de sa poche.

Il subsiste des différences importantes entre les classes économiques en ce qui touche l'usage de services médicaux. Les pauvres continuent d'utiliser les hôpitaux pour des soins primaires. Les raisons de cette situation peuvent être : 1) une distribution géographique inégale des bureaux de médecins (alors que les hôpitaux sont localisés dans des lieux centraux et sont facilement accessibles par transport public) ; 2) des habitudes acquises alors que les salles d'urgence étaient la seule source de soins gratuits ; 3) des croyances à l'effet que les services rendus à l'hôpital sont meilleurs ; 4) les difficultés plus grandes éprouvées par les travailleurs à faible revenu pour se libérer de leur travail afin de voir un médecin, et donc obligation de reporter la visite en soirée ; 5) l'inconfort attribuable à la distance sociale séparant les médecins et les pauvres peut être moins important à l'hôpital. Il n'est pas possible de déterminer si la différence dans les sources de soins est le résultat d'une différence dans la qualité des soins (12). Des questions qui causent plus de soucis encore sont les taux d'ordonnances et le nombre de visites prescrites par un médecin plus élevés chez les pauvres que chez les autres groupes économiques. Compte tenu que cela ne peut pas s'expliquer par des différences dans les sources de soins, il reste quatre explications possibles : 1) les pauvres affichent encore un « seuil » plus élevé lorsqu'ils décident si un problème exige une attention médicale ou non ; 2) les maladies dont ils souffrent sont différentes mais plus sérieuses ; 3) les pauvres font davantage usage de médicaments, soit pour des raisons culturelles ou parce que les maladies « mineures » incommovent plus les travailleurs manuels ; 4) les médecins qui traitent les pauvres ont une tendance plus marquée à prescrire des ordonnances et d'autres visites à des médecins. Ces explications ne s'excluent pas mutuellement.

Bien que ce ne soit pas l'objet principal de cet article, faisons remarquer qu'en 1974 lorsqu'on tenait compte des différences dans les classes

sociales, il y avait peu de différences entre les anglophones et les francophones concernant l'utilisation des services médicaux. Il en va de même pour les soins dentaires chez les jeunes enfants mais pas chez les adolescents et les adultes où les anglophones présentent des taux d'utilisation plus élevés. Ces questions feront l'objet d'une communication distincte ultérieurement.

De l'année précédant l'instauration du régime jusqu'à l'année qui l'a suivie, il y a eu peu ou pas de changement dans les taux de visite à un médecin pour l'ensemble de la population montréalaise et le nombre moyen d'heures travaillées par les médecins a diminué (13). L'implantation du système a provoqué beaucoup de tensions et de perturbations dans le monde médical. Par conséquent, il fallait s'attendre à ce que l'amertume des médecins se traduise par une réduction temporaire des heures travaillées (14). Toutefois, les données présentées ici montrent que la charge de travail est demeurée constante. Il découle de ceci que le système dans son « état stable » n'a pas accru le fardeau de travail moyen des médecins. Au contraire, les données s'accordent avec l'idée que les médecins contribuent à régulariser le flux de patients traités par le système et que l'offre de médecins détermine le volume de soins consommés (15). L'enquête n'a pas recueilli de données sur la perception du public concernant la disponibilité des médecins, les délais pour obtenir un rendez-vous ou sur la durée des visites cliniques. Toutefois, selon les enquêtes réalisées immédiatement avant et après l'implantation du régime, les délais pour obtenir un rendez-vous se sont accrus (1), la durée des visites a été réduite (14) et une baisse substantielle dans la disponibilité des médecins au niveau des consultations téléphoniques (un service non rémunéré) s'est produite, ce qui a provoqué un accroissement dans l'utilisation des services des salles d'urgence (16).

Nous n'avons pas cherché à mesurer directement les abus que pourraient faire les patients du système d'assurance-maladie. Même en 1971-72, une période de mécontentement chez plusieurs médecins, les rapports concernant des abus du système par des patients ont été très peu nombreux (13). Les taux d'utilisation plus élevés en 1974 qu'en 1971-72 pourraient refléter un degré d'abus plus élevé, une meilleure utilisation, une offre de services plus élevée ou une combinaison de ces divers éléments. De toute façon la similitude des schémas d'utilisation par groupe économique indique que s'il y a abus, ils ne sont pas plus fréquents chez les pauvres que chez les autres groupes. Au contraire, les taux plus élevés d'actes thérapeutiques chez les pauvres pourraient indiquer que les abus sont moins fréquents.

En conclusion, lorsque les obstacles financiers aux soins de santé ont été éliminés, les taux d'utilisation n'ont pas beaucoup varié selon les groupes économiques même en tenant compte du statut de morbidité.

Par conséquent, rien ne permet d'affirmer que les pauvres abusent de leur droit à des soins médicaux ou, pas plus que les autres groupes économiques. L'effet du système sur les coûts globaux et la qualité des soins demeurent des sujets de préoccupation importants, mais au moins ce débat n'est pas obscurci par le problème des inégalités sociales. Toutes les différences entre les classes sociales n'ont pas été éliminées. Les pauvres ont encore plus tendance à utiliser les hôpitaux pour des soins primaires et à retarder la visite à un médecin plus longtemps que les autres groupes économiques. Le premier comportement peut avoir une influence sur la qualité des soins ; quant au deuxième, il requiert une certaine attention. Les soins dentaires demeurent un domaine important d'inégalité d'accès. Finalement, rappelons qu'accessibilité égale aux soins de santé n'est pas synonyme d'égalité d'accès à la santé, ceci étant un problème social d'une envergure beaucoup plus grande (17, 18). Cela signifie que le système de soins de santé n'est qu'un facteur parmi les nombreuses forces sociales et environnementales qui déterminent la santé d'une population.

Jack SIEMIATYCKI

et

Lesley RICHARDSON,

*Centre de Recherche en Epidémiologie
et Médecine Préventive,
Institut Armand-Frappier.*

RÉFÉRENCES

1. ENTERLINE, P.E., SALTER, V., McDONALD, A.D., McDONALD, J.C., « The distribution of medical services before and after « free » medical care — The Quebec Experience », *N. Engl. J. Med.*, 1973 ; 289 : 1174.
2. McDONALD, A.D., McDONALD, J.C., SALTER, V., ENTERLINE, P.E., « Effects of Quebec medicare on physician consultation for selected symptoms », *N. Engl. J. Med.*, 1974 ; 291 : 649-652.
3. SIEMIATYCKI, J., « Comparison of mail, telephone and home interview methods for household health surveys », *Amer. J. Public Health*, 1979 ; 69 : 238-245.

4. ANDERSEN, R., ADAY, L.A., « Access to medical care in the U.S. — realized and potential », *Med. Care*, 1978 ; 16 : 533-546.
5. KISH, L., *Survey Sampling*, John Wiley & Sons, New York, 1967 ; 90-92.
6. MILLER, R.G., *Simultaneous Statistical Inference*, New York, McGraw-Hill Book Company, 1966 ; 218-219.
7. ARMITAGE, P., *Statistical Methods in Medical Research*, Oxford, Blackwell Scientific Publications, 1974 ; 363-365.
8. RÉGIE DE L'ASSURANCE-MALADIE DU QUÉBEC. *Statistiques Annuaire*, Québec. 1971, 1972, 1973, 1974, 1975, 1976.
9. IRELAN, L.M., « Low Income Life Styles », *Welfare Adminis.*, Pub. no. 14, Washington, D.C., Govt. Printing Office, 1966.
10. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS, « A summary of studies of interviewing methodology », *Vital and Health Statistics*, P.H.S. Pub. No. 1000 — Series 2 — No. 69. Public Health Service, Washington, U.S. Government Printing Office, 1977.
11. BICE, T.W., EICHHORN, R.L., FOX, P.D., « Socio-economic status and use of physician services — a reconsideration », *Med. Care*, 1972 ; 10 : 261-271.
12. SPASOFF, R.A., LANE, P., STEELE, R., « Quality of care in hospital emergency departments and family physicians' offices », *Can. Med. Assoc. J.*, 1977 ; 117 : 229-232.
13. ENTERLINE, P.E., McDONALD, J.C., McDONALD, A.D., DAVIGNON, L., SALTER, V., « Effects of « free » medical care on medical practice — the Quebec experience », *N. Engl. J. Med.*, 1973 ; 288 : 1152-1155.
14. TAYLOR, M.G., « Quebec Medicare — Policy Formulation in Conflict and Crisis », *Health Insurance and Canadian Public Policy*, McGill-Queen's University Press, 1978 ; 379-414.
15. SODERSTROM, L., « The Canadian Health System », Crown Helm Ltd., London, 1978 ; page 184.
16. STEINMETZ, N., HOEY, J.R., « Hospital emergency room utilization in Montreal before and after Medicare — the Quebec experience », *Med. Care*, 1978 ; 16 : 133-139.
17. HAGGERTY, R.J., « The boundaries of health care », *Pharos Alpha Omega Alpha*, 1972 ; 35 : 106-111.
18. POWLES, J., « On the limitations of modern medicine », *Sci., Med. & Man.*, 1973 ; 1 : 1-30.