

POHEM : une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé

POHEM — A NEW APPROACH TO THE ESTIMATION OF HEALTH STATUS ADJUSTED LIFE EXPECTANCY

POHEM : UN ENFOQUE INEDITO PARA ESTIMAR LA ESPERANZA DE VIDA REVISADA EN FUNCION DEL ESTADO DE SALUD

Michael C. Wolfson

Volume 20, Number 2, Fall 1991

L'espérance de vie en santé

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010089ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010089ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Wolfson, M. C. (1991). POHEM : une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé. *Cahiers québécois de démographie*, 20(2), 329–365. <https://doi.org/10.7202/010089ar>

Article abstract

This paper describes a general methodology for estimating life expectancy adjusted for variations in health status during the course of individuals' lifetimes — the population health model, POHEM. Measures such as "disability-free life expectancy" and the life table methodology on which these kinds of indices are based are considered. The restrictions embodied in such measures and their underlying methodologies can be conveniently avoided with the POHEM microsimulation approach. Prototypical outputs of POHEM are presented, and it is argued that the POHEM methodology is not unduly complex. Many countries could use it to generate health status adjusted life expectancy indices given already available data. Moreover, POHEM provides a framework for integrating a range of health data and for producing a family of important health indices.

POHEM : une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé

Michael C. WOLFSON *

Cet article présente une méthode générale pour estimer l'espérance de vie des individus redressée en fonction des variations de l'état de santé. Cette méthode peut être désignée comme le modèle de santé de la population (POHEM) et s'inscrit dans le cadre d'un projet de création d'un système de statistiques de la santé, en voie de réalisation à Statistique Canada.

Dans cette introduction, nous décrivons brièvement le contexte dans lequel le modèle POHEM a été développé. Nous examinons ensuite des mesures comme l'«espérance de vie sans incapacité», de même que la méthodologie des tables de survie, sur laquelle reposent ces indices. De tels indices et les méthodes qui s'y rapportent présentent des contraintes; nous examinons donc quelques-uns des principaux facteurs dont devrait tenir compte l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé, ainsi que la méthodologie qui s'impose dans les circonstances, c'est-à-dire la modélisation de microsimulation longitudinale. Nous présentons ensuite des résultats expérimentaux obtenus à l'aide de POHEM, puis terminons en proposant diverses manières d'étendre l'application de cette méthode.

Le modèle POHEM fait partie d'un projet en cours à Statistique Canada en vue d'élaborer un nouveau cadre conceptuel

* Statistique Canada (Études analytiques) et Institut canadien de recherches avancées. Une première version de ce texte a été présentée au premier colloque du Réseau international espérance de vie en santé (REVES), tenu à Québec les 11 et 12 septembre 1989. L'auteur exprime sa gratitude à Geoff Rowe, Jane Gentleman et Alice Nakamura, ainsi qu'à des lecteurs anonymes, pour leurs utiles commentaires. Toutefois, il assume seul la responsabilité du contenu de cet article et des opinions qui y sont formulées, lesquelles ne représentent pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

qui puisse intégrer les données sur la santé. La première étape a été le développement conceptuel d'un «système de statistiques de la santé» (Wolfson, 1991). Ce travail conceptuel a ensuite été développé plus particulièrement par un groupe national de travail consacré à l'information en matière de santé (Wilk, 1991), et il s'articule actuellement sous la forme d'un «schéma» d'information (Wolfson, 1992) qui, en plus de fournir un cadre conceptuel, souligne également le rôle d'une information quantitative structurée telle que POHEM. Ce double travail (système de statistiques et schéma d'information) a vu le jour après que l'on eut constaté que les séries de données canadiennes sur la santé présentaient des lacunes fondamentales. L'étude initiale avait mis en lumière deux problèmes majeurs.

Premièrement, on notait un grave déséquilibre dans les données recueillies, dont un très grand nombre portaient sur les intrants du système de soins de santé, y compris les frais financiers, et un très petit nombre sur les extrants supposés de ce système, à savoir l'état de santé de la population canadienne.

Deuxièmement, on notait un manque de cohérence dans la collecte des données, problème plus théorique mais non moins important. Contrairement aux données des autres grands systèmes statistiques, comme le Système de comptabilité nationale et le système de statistiques démographiques, les données sur la santé ne «s'additionnent» pas. Elles figurent simplement dans des compendiums, les unes à côté des autres; elles ne reposent sur aucune identité ni aucune théorie générale.

Afin de résoudre ces problèmes, on a proposé un nouveau cadre conceptuel pour les statistiques de la santé : le système de statistiques de la santé et le schéma d'informations. Ce cadre conceptuel repose sur une extension de la méthodologie des tables de survie à l'estimation de diverses versions généralisées de l'espérance de vie. Le principe fondamental de cette application est de tenir compte de l'état de santé des gens au cours de leur vie et non pas seulement de savoir s'ils sont morts ou vivants. À partir de cela, il est possible d'élaborer un indice global qui servirait à mesurer l'état de santé général, autrement dit un PIB (produit intérieur brut) ou un IPC (indice des prix à la consommation) de la santé.

Le cadre conceptuel proposé s'accompagne de plusieurs prémisses. L'une d'elles veut qu'il ne se limite pas aux données actuellement recueillies. En fait, la condition préalable à l'intégration de données dans le système de statistiques de la santé est que la collecte soit techniquement réalisable sans être trop

coûteuse. Cette prémisses est nécessaire pour que le projet puisse aider à discerner des priorités en matière de collecte de données, plus particulièrement en ce qui concerne de nouveaux types de données.

Cette capacité de considérer de nouveaux types de données peut être rattachée particulièrement à POHEM puisqu'il semble nécessaire de recueillir un plus grand nombre de données sur la dynamique longitudinale de l'état de santé. À cet égard, on a entrepris d'améliorer sensiblement les systèmes intégrés de gestion sur lesquels reposent les programmes provinciaux de soins de santé. On peut donc s'attendre à une baisse sensible du coût marginal de toute une série de micro-données individuelles longitudinales sur la santé.

La deuxième grande prémisses est de reconnaître les avantages des modes de calcul dont nous disposons aujourd'hui. La baisse sans précédent des coûts de calcul a ouvert des possibilités qu'il était impossible d'imaginer au moment de la mise sur pied du Système de comptabilité nationale (par exemple). Il n'est plus nécessaire de se limiter à des agrégats ou à des sous-totaux partiellement désagrégés. Le système de statistiques de la santé est donc censé reposer explicitement sur des micro-données. Par conséquent, il est beaucoup plus qu'un compendium de tableaux numériques. Il devrait se composer, en définitive, d'une base de données et de logiciels d'extraction et d'analyse, le tout appuyé de logiciels portables et accessibles à un grand nombre d'utilisateurs.

La figure 1 donne un aperçu des divers types d'informations que l'on cherche idéalement à obtenir sur la population. Le «tableau» de la partie supérieure est la représentation dynamique d'une cohorte qui traverse les étapes du cycle de vie. Sur l'axe vertical apparaissent les diverses caractéristiques d'un individu à chaque période de sa vie (son «espace d'états») : situation socio-économique (revenu, état matrimonial, etc.), facteurs de risque (tension artérielle, usage du tabac, stress en milieu de travail...), symptômes et maladies (maladies coronariennes par exemple), capacité fonctionnelle (par exemple motricité grossière, vision); l'indice global annuel de l'état de santé est fondé sur une combinaison quelconque des variables précitées. Un troisième axe (dans le sens de la profondeur) représente des membres de la population et leur famille.

Le tableau du bas présente le même axe horizontal, que l'on peut décrire comme un indicateur des différences de services de soins de santé selon l'âge, toutes choses étant égales par ail-

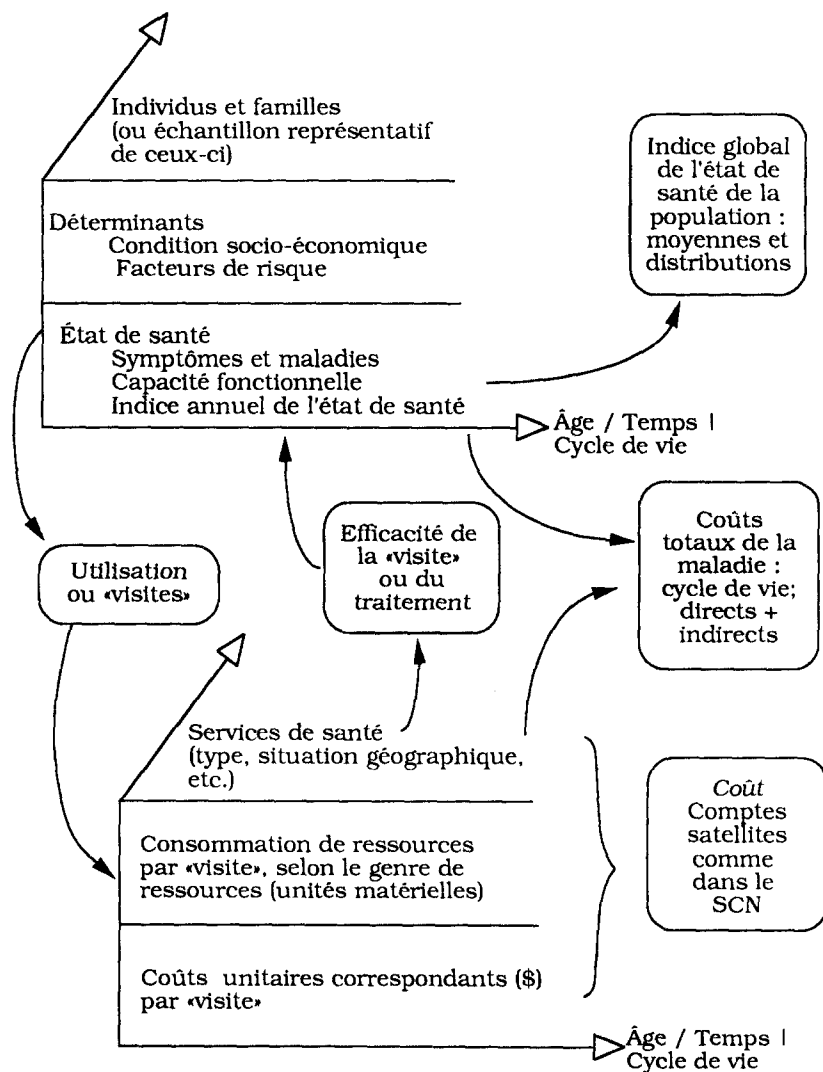


Figure 1 — LE SYSTÈME DE STATISTIQUES DE LA SANTÉ

leurs. La moitié supérieure de chaque vecteur colonne du tableau représente la quantité (en unités matérielles) de ressources (ex. : heures en salle d'opération, jours-lits et heures en cabinet de médecin) consommée à l'occasion d'une «visite» chez un professionnel de la santé pour une maladie donnée. La moitié inférieure de ces vecteurs contient les coûts unitaires correspondants. Le troisième axe représente une combinaison de caractéristiques de la «visite» : genre de maladie, de traitement et d'établissement de soins de santé et situation géographique. (En théorie, il ne coûte rien d'ajouter des indices !)

Les deux tableaux de données peuvent servir à calculer trois grandes catégories de statistiques ou d'indicateurs sociaux. Dans la partie inférieure gauche se trouve le chiffre classique, soit le coût total en dollars. De plus, les données relatives aux ressources matérielles et aux coûts unitaires, dans le tableau du bas, peuvent servir à construire un «compte satellite» comme ceux que l'on trouve dans le Système de comptabilité nationale (voir par exemple Pommier, 1981; Teillet, 1988).

Au centre, à gauche, se trouve le calcul des coûts totaux de la maladie — coûts directs et indirects — selon la méthode proposée par Rice (voir Cooper et Rice, 1976); ce calcul s'inspire à la fois des antécédents médicaux de l'individu, tirés du tableau de la population, et des données sur l'utilisation et le coût des soins de santé pour un individu, tirées du tableau des soins de santé. En outre, comme les deux tableaux fondamentaux sont organisés en fonction du cycle de vie, il est possible d'estimer les coûts de la maladie selon l'incidence plutôt que la prévalence, comme l'ont fait Hartunian et al. (1981).

Enfin, dans la partie supérieure droite se trouve l'indice global de l'état de santé, accompagné d'une série de sous-indices. C'est probablement la composante la plus souvent absente des systèmes nationaux de statistiques sur la santé. Cet indice pourrait être simplement la moyenne de l'état de santé d'un échantillon représentatif d'individus (en supposant une fonction d'évaluation), comme le taux national ou le revenu familial moyen.

Une forme plus intéressante d'indice global serait l'espérance de vie corrigée en fonction des variations de l'état de santé des personnes au cours de leur vie. L'espérance de vie sans incapacité est une version très simplifiée de ce genre d'indice. De tels indices doivent reposer sur un tableau de population comme celui qui est décrit dans la figure 1, c'est-à-dire sur une cohorte représentative pour laquelle nous avons des données

pour tout le cycle de vie. Bien qu'indispensables, les tableaux de population comme celui de la figure 1 sont en général beaucoup plus simples et ne se retrouvent qu'implicitement dans les mesures fondées sur les tables de survie, comme l'espérance de vie sans incapacité. Nous reviendrons plus loin sur ce point.

Le système de statistiques de la santé rend explicites les micro-données contenues dans le tableau de population. En outre, l'échantillon de micro-données de cohorte explicites permet d'établir non seulement des estimations de moyennes mais aussi la distribution de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé, y compris des distributions pour divers sous-groupes de la population.

POHEM ET INDICES GLOBAUX DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Une fois que les diverses composantes du système de statistiques de la santé ont été définies, on s'est attaché à lever le principal obstacle que posait cette structure : l'évaluation de l'état de santé général de la population, compte tenu des déterminants de la santé. Pour cela, il a fallu élaborer un ensemble de logiciels fondé sur des micro-données : POHEM. Celui-ci est conçu pour produire le tableau de population de la figure 1.

L'inconvénient de ce tableau, lorsqu'il est vu comme un ensemble de données de cohorte longitudinales, est qu'il est trop long à constituer. Il faudrait près d'un siècle pour réaliser une enquête par panel qui permettrait d'obtenir les données voulues, ce qui est beaucoup trop long. De plus, l'abondance des renseignements à recueillir imposerait un fardeau de réponse quasi insoutenable. En revanche, on dispose déjà d'une grande quantité de données fragmentaires, parmi lesquelles on trouve surtout des données transversales mais aussi des données longitudinales. L'objet fondamental de POHEM est de synthétiser les données du tableau de population au moyen de techniques de simulation par ordinateur de telle sorte que les données synthétiques relèvent du sens commun et soient conformes aux données fragmentaires existantes.

À partir de ce tableau synthétique, plus particulièrement de sa partie inférieure, où sont consignés des indices annuels de l'état de santé pour chaque période du cycle de vie d'un échantillon représentatif d'une cohorte, on peut élargir la notion bien connue d'espérance de vie de manière à tenir compte des divers états de santé que peut connaître un individu au cours de sa vie. De manière plus fondamentale, POHEM est un système

dans lequel on peut intégrer toutes les données (anciennes ou nouvelles) sur les relations causales ou épidémiologiques entre les facteurs de risque, les précurseurs de la maladie, les affections, les limitations fonctionnelles et un indice global de l'état de santé. (Des objectifs semblables ont été formulés par d'autres; voir par exemple Caselli et al., 1989.)

Évidemment, POHEM peut devenir très complexe. Est-il vraiment nécessaire d'élaborer une méthode aussi complexe pour obtenir un indice global de l'état de santé qui soit acceptable? Notre réponse est oui, pour trois raisons. Premièrement, les indices globaux actuels renferment des simplifications sommaires qui en font des indices insatisfaisants. Deuxièmement, les méthodes qui servent à produire les tableaux de population sur lesquels reposent implicitement les indices globaux de l'état de santé sont restrictives et très peu réalistes. Enfin, POHEM n'a pas besoin d'être très complexe pour produire des indices globaux acceptables.

Dans la section qui suit, nous approfondissons les deux premiers points. Nous y analysons les indices globaux actuels et leurs limites. Le troisième point est traité dans la section subséquente, où nous décrivons la version actuelle de POHEM et quelques-uns de ses résultats.

NOTIONS FONDAMENTALES POUR LA CONSTRUCTION D'INDICES GLOBAUX DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Dans cette section, nous allons définir une notation pour décrire divers types d'indices globaux de l'état de santé. Parmi ceux-ci notons les indices fondés sur les tables de survie, comme l'espérance de vie sans incapacité, qui est un cas particulier. Nous analysons ensuite brièvement quelques-unes des considérations qui entrent en ligne de compte dans l'attribution d'une valeur à des états de santé. Enfin, nous examinons les diverses méthodes de construction d'indices globaux et analysons ce qui se passe lorsqu'on tient compte de données qui indiquent que la transition d'un état de santé à un autre dépend des antécédents médicaux de l'individu.

Représentation d'une catégorie élémentaire d'indices

Les indices globaux d'état de santé qui nous intéressent ici peuvent être exprimés sous forme de somme. Soit $H(i,a)$ l'état de santé de l'individu i ($i = 1, \dots, N$) à l'âge a (pour $0 < a < A_i = \text{âge de } i$

au décès et abstraction faite, pour plus de simplicité, de l'indice servant à désigner le sexe). H peut être un entier représentant quelques grandes catégories d'état de santé; il peut prendre, par exemple, une valeur de un à quatre, selon les états suivants : non handicapé, légèrement handicapé, passablement handicapé, gravement handicapé. Ce peut aussi être un vecteur affichant par exemple cinq ou six degrés de limitation fonctionnelle pour divers champs de maladie ou d'incapacité comme la vision, la mobilité et la connaissance.

Soit $V(H)$ une application de l'état de santé (qui peut être unidimensionnel ou multidimensionnel) vers l'intervalle des unités, où $V(\text{décédé}) = 0$ par définition. (Nous verrons plus loin les fondements de cette application.) Nous pouvons donc définir les indices globaux de l'état de santé comme la somme, étendue à tous les i et les a , de $V(H(i,a))$ divisée par le nombre d'individus, N . (Dans la figure 1, $V(H(i,a))$ correspond à la partie inférieure du tableau de population, c'est-à-dire à la matrice des éléments qu'il faut additionner en fonction de l'indice global. Notons que dans le cas d'une cohorte, la partie de droite de ce tableau sera irrégulière car les gens meurent à des âges différents A_i .) Lorsque l'indice i désigne des membres de la même cohorte, il représente une généralisation pure et simple de l'espérance de vie. Dans le cas particulier où H est un scalaire et ne peut prendre que deux valeurs possibles, vivant ou décédé, et que $V(\text{vivant}) = 1,0$ et $V(\text{décédé}) = 0,0$, on obtient alors l'espérance de vie à l'âge 0.

Par ailleurs, si les valeurs de $H(i,a)$ sont représentatives de la population, comme les valeurs tirées d'une enquête transversale sur la santé, la moyenne de $V(H(i))$ (l'âge a est, ici, une caractéristique de l'observation i et n'est plus indépendant de celle-ci) représente l'état de santé moyen de la population à un moment précis. Cette mesure est facile à calculer, à la condition que l'on ait les données de l'enquête pertinente, mais présente plusieurs lacunes, comme nous le verrons bientôt.

L'inconvénient d'utiliser l'espérance de vie comme indice global de l'état de santé est que cette mesure ne tient pas compte de l'état de santé réel des individus. Deux populations pourraient afficher les mêmes taux de mortalité et, partant, les mêmes espérances de vie mais être très différentes l'une de l'autre au point de vue de la prévalence des maladies chroniques et des déficiences. L'espérance de vie n'est pas sensible aux variations de la morbidité.

Une catégorie de mesures qui pourrait remédier à ce problème est l'«espérance de vie sans incapacité» ou EVSI (voir Robine, 1986), c'est-à-dire le nombre d'années qu'un individu peut espérer vivre sans être atteint d'une incapacité. Dans notre notation, nous pouvons représenter cette mesure par une variable $H(i,a)$, qui peut prendre deux valeurs possibles — vivant et en santé OU vivant et invalide — et à laquelle est appliquée une fonction V qui associe les valeurs 1,0 et 0,0, respectivement, à ces états. Étant donné ces fonctions particulières $V()$ et $H()$, l'EVSI est la somme, étendue à tous les i et les a , de $V(H(i,a))$ divisée par N . Ainsi, l'espérance de vie sans incapacité fait comme si les personnes invalides étaient décédées.

C'est de toute évidence une méthode très simplifiée pour tenir compte de l'état de santé. Elle est insensible aux variations de la morbidité, sauf à celles qui font qu'une personne passe de l'état «vivant et en santé» à l'état «vivant et invalide». On peut formuler les mêmes critiques à l'égard de mesures connexes comme l'«espérance de vie hors institution» (Crimmins et al., 1989) et l'«espérance de vie active» (Katz et al., 1983).

Wilkins et Adams (1983) proposent une méthode moins rudimentaire. Dans leur analyse, $H(i,a)$ peut correspondre à l'un ou l'autre des six états suivants : $V(\text{aucune incapacité}) = 1,0$, $V(\text{incapacité de courte durée}) = 0,5$, $V(\text{affection chronique mineure}) = 0,7$, $V(\text{affection chronique majeure}) = 0,6$, $V(\text{affection chronique grave}) = 0,5$, $V(\text{en institution}) = 0,4$ et $V(\text{décédé}) = 0,0$. Toutefois, il faut reconnaître que ces valeurs sont approximatives et que l'éventail d'états est encore très incomplet.

Attribution d'une valeur à divers états de santé

L'espérance de vie telle que nous venons de la décrire suppose qu'un individu se trouve dans l'un ou l'autre des deux états suivants : vivant ou décédé, tandis que l'approche de Wilkins et Adams (1983) prévoit six états. Si nous voulons que l'indice global de l'état de santé tienne compte d'un plus grand nombre d'états, il faut imaginer les individus répartis sur un spectre qui va de «vivant et en pleine santé» à «décédé» et qui compte dans l'intervalle divers degrés de maladie ou de limitation fonctionnelle; on peut même imaginer des états qui sont pires que la mort, par exemple la phase terminale d'un cancer très douloureux.

Par convention, on attribue une valeur de 1,0 à l'état signifiant la pleine santé et une valeur nulle à l'état signifiant la mort, ces deux états étant séparés par une série d'états intermédiaires auxquels on attribue des valeurs entre zéro et un et parfois, mais très rarement, des valeurs inférieures à zéro. (Il peut arriver que l'on attribue une valeur supérieure à 1,0 à des états d'extase.)

Pour n'importe quelle année de vie-personne donnée, l'attribution d'une valeur se fait en deux étapes. Premièrement, on détermine à l'aide d'une classification descriptive l'état de santé de la personne, puis on lui attribue une valeur. Les ouvrages spécialisés renferment de nombreuses méthodes pour réaliser les deux étapes.

En ce qui concerne la détermination de l'état de santé, les méthodes comprennent la description clinique, qui repose souvent sur la Classification internationale des maladies, la description de la maladie ou des problèmes de santé par le patient lui-même et la description de limitations fonctionnelles par le patient ou une autre personne. On peut affirmer que la dernière méthode est la plus appropriée car ce qui compte le plus pour un individu, c'est de souffrir le moins possible ou de pouvoir se déplacer dans la maison, et non de savoir le nom de la maladie qui cause ses problèmes de santé.

L'enquête de 1990 sur la santé en Ontario (Statistique Canada et ministère de la Santé de l'Ontario, 1989) et l'enquête postcensitaire de 1986 sur la santé et les limitations d'activités au Canada (Statistique Canada, 1988) renferment des données sur la répartition de la population selon divers états de limitation fonctionnelle. La seconde enquête contient une série de vingt questions ayant trait à la limitation fonctionnelle.

On retrouve des questions semblables («activités de la vie quotidienne» et «activités instrumentales de la vie de tous les jours») dans les enquêtes démographiques de plusieurs pays; mentionnons, pour les États-Unis, la National Health Interview Survey et les enquêtes connexes (Erickson et al., 1988) ainsi que la Long Term Care Longitudinal Survey (Manton et Stallard, 1990); pour le Royaume-Uni, on peut citer les enquêtes sur l'invalidité de l'Office of Population Census and Surveys (Bebbington, 1989).

Pour ce qui a trait maintenant à l'attribution d'une valeur à l'état de santé, l'enquête de 1990 sur la santé en Ontario présente un intérêt particulier puisqu'elle renferme une série de

questions conçues tout spécialement en vue de l'attribution de valeurs. Ces questions permettent d'obtenir des données sur l'état de santé suivant huit aspects : ouïe, vue, élocution, motricité grossière, dextérité, cognition, affectivité et douleur. Dans le but d'attribuer des valeurs à ces états octodimensionnels, nous projetons d'estimer une échelle de valeurs — ou fonction d'utilité — pluridimensionnelle fondée sur une population en nous inspirant de la méthode mise de l'avant par Torrance (1987). Des méthodes semblables ont été élaborées par Rosser et Kind (1978) et Kaplan et Bush (1982) mais font l'objet de critiques dans Loomes et McKenzie (1989).

Par conséquent, les méthodes que nous allons décrire pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé supposent qu'une fonction multidimensionnelle a été estimée et qu'elle permet d'associer chaque état de santé à une valeur dans l'intervalle $[0,1]$; selon la notation définie plus haut, il s'agit de la fonction $V()$.

Estimation de la distribution de la population selon les états de santé

Moyenne de population ou espérance de vie de cohorte

Maintenant que nous avons une fonction d'attribution de valeurs, reste à savoir d'où nous allons tirer la distribution estimée de la population selon les états de santé, c'est-à-dire le tableau $H(i,a)$. Nous pouvons évidemment nous servir d'une enquête transversale comme l'Enquête de 1986 sur la santé et les limitations d'activités au Canada ou l'enquête de 1990 sur la santé en Ontario. Dans de tels cas, la formule fondamentale définie plus haut donnera simplement l'état de santé moyen pour la population. Or, il s'agit là d'observations disjointes. Elles ne constituent pas des cycles de vie d'individus et ne permettent pas non plus de calculer des espérances de vie, tout comme l'âge moyen de la population pour une année donnée n'est pas l'espérance de vie de cette population.

Pourquoi une mesure comme l'espérance de vie est-elle généralement préférable à une moyenne de population? Premièrement, parce que la tendance à long terme d'une telle mesure présente un grand intérêt. Par ailleurs, la tendance d'une moyenne de population sera souvent faussée par des variations de la structure par âge sans rapport avec la mortalité (par exemple, une baisse du taux de fécondité se traduit par une population vieillissante et, dans un deuxième temps, par

une diminution de l'état de santé moyen). Pour éviter cela, on utilisera une structure par âge stationnaire, ce que proposent implicitement les méthodes fondées sur les tables de survie. La seconde raison qui fait que l'espérance de vie est préférable à la moyenne de population est que celle-ci ne tient pas compte de la mortalité, de sorte que si une épidémie causait la mort de toutes les personnes qui ont une faible santé, on observerait une augmentation de l'état de santé moyen... dans la population survivante. Avec l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé, la mortalité et la morbidité se trouvent combinées dans un indice. Pour cette raison et pour d'autres encore, nous allons orienter nos recherches vers des mesures qui reposent sur la notion d'espérance de vie de cohorte.

Évidemment, les mesures comme l'espérance de vie sont hypothétiques; contrairement aux moyennes, elles ne se rapportent pas à une population réelle. En revanche, elles reposent sur les taux de transition courants entre états (par ex. : taux de mortalité récents selon l'âge et le sexe). Elles sont donc plus «pures» en ce sens qu'elles ne sont pas un agrégat de taux de mortalité de périodes antérieures appliqués à diverses cohortes, à la différence des moyennes calculées pour les enquêtes transversales courantes menées auprès de la population (par ex. : âge moyen). Temporellement, l'espérance de vie tient plus du déplacement que de la position, ou peut être comparée à la dérivée première de la position courante ou encore à la pente de la trajectoire courante de la société. Elle est donc un indice (une approximation linéaire) de la direction que prend la société ¹.

Données transversales sur la prévalence des incapacités

Maintenant que l'utilité de mesures fondées sur l'espérance de vie a été démontrée, il faut savoir comment déterminer les éléments du tableau $H(i,a)$. En ce qui concerne l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) et les indices de Wilkins et Adams, on utilise une combinaison de tables de survie et de données transversales sur la prévalence. Les cycles de vie individuels correspondants ne sont jamais explicites, c'est-à-dire que le tableau $H(i,a)$ n'est jamais construit; seules les fréquences mar-

¹ Évidemment, ces estimations de l'espérance de vie auront une dimension chronologique dans la mesure où les taux de mortalité calculés «aujourd'hui» pour un groupe d'âge donné s'appliquent uniquement aux personnes qui vivent encore «aujourd'hui». Ce groupe de personnes est probablement différent de celui que l'on aurait observé si les taux de mortalité «actuels» avaient été appliqués aux années antérieures.

ginales sont établies. On se sert d'une table de mortalité du moment pour déterminer la courbe de survie $S(a)$, qui indique la proportion de personnes qui devraient être encore vivantes à l'âge a , étant donné les taux de mortalité selon l'âge (et le sexe) pour une année récente. (La courbe $S(a)$ indique plus communément la proportion d'années de vie potentielles d'une génération qui sont vraiment vécues dans l'intervalle $[a, a+1]$.)

On a recours ensuite à une enquête transversale (ou à une source de données équivalente) pour estimer la matrice de la prévalence des incapacités $P(a,d)$, où chaque ligne (en supposant que a est une valeur discrète) décrit la répartition de la population d'âge a entre les divers états d'incapacité (probablement multidimensionnels, $d = 1, \dots, D$). Dans le cas le plus simple ($D = 1$), $P(a,d) = P(a) =$ le pourcentage de personnes frappées d'incapacité pour un âge a donné. On ne fait pas de distinction entre les personnes, de sorte que la moyenne de $H(i,a)$ pour tous les i (y compris les personnes déjà décédées, c'est-à-dire $a > A_i$), désignée par $H(a)$, est simplement $S(a) P(a,d)$. Autrement dit, le pourcentage de la cohorte initiale qui se trouve dans l'état de santé d à l'âge a est le produit de la proportion d'une cohorte hypothétique supposée survivre jusqu'à l'âge a , par la proportion transversale observée des personnes d'âge a qui se trouvent dans l'état de santé d . (Pour des raisons de commodité, nous continuons de faire abstraction des différences de notation entre les tables de survie renfermant des données discrètes et les courbes de survie fondées sur des données continues.)

Cette façon de calculer l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) montre clairement que cet indice se rapproche plus du taux de mortalité normalisé selon l'âge que de l'espérance de vie. Essentiellement, on se sert de tables de survie du moment pour estimer la somme pondérée (selon l'âge) des prévalences des incapacités par âge. On multiplie ensuite l'espérance de vie par $(1 -$ la prévalence moyenne des incapacités normalisée selon l'âge) pour obtenir l'espérance de vie sans incapacité (en supposant la fonction d'attribution de valeurs décrite plus haut : valeurs 0 ou 1).

Ainsi calculée, l'espérance de vie sans incapacité n'est «ni chair ni poisson»; elle repose sur une combinaison de stocks (prévalence des incapacités par âge) et de flux (taux de mortalité par âge). Un système plus consistant ferait intervenir non seulement les taux de mortalité courants, mais aussi les probabilités de transition courantes entre les états d'incapacité. De plus, la transition entre les états d'incapacité et la transition

entre ces états et la mort ne sont pas indépendantes. La transition entre les états d'incapacité n'est pas non plus unidirectionnelle; beaucoup de personnes qui souffrent d'une incapacité quelconque finissent par recouvrer la santé.

Tables de survie multidimensionnelles

Tandis qu'il est plus difficile d'obtenir des données sur la transition entre les états d'incapacité, les estimations de l'EVSI établies à partir de ces données paraissent sensibles à leur utilisation. Par exemple, Brouard et Robine (1989) ont montré que le taux de mortalité est beaucoup plus élevé chez les personnes en institution que chez les personnes hors-institution, et cette différence influe considérablement sur les estimations de l'espérance de vie sans incapacité. De même, Branch (1989) a montré, à l'aide de données d'enquête longitudinales, que l'on n'obtient pas les mêmes estimations lorsque l'on tient compte du fait que l'état de santé ne va pas toujours en s'aggravant, mais s'améliore souvent au cours d'une vie.

Pour pouvoir se servir de données sur la transition entre les états d'incapacité dans le calcul des estimations de l'espérance de vie sans incapacité, nous utilisons des tables de survie multidimensionnelles. Contrairement aux tables de survie classiques, où une seule forme de transition est reconnue (de vivant à décédé), les tables multidimensionnelles prévoient plusieurs formes de transition (par ex. : transition entre divers états durant la vie ou transition entre ces états et la mort). Dans Branch (1989), par exemple, la table de survie renferme trois états : vivant et actif; vivant et inactif; décédé. Par conséquent, d'après notre notation, les éléments de la ligne a de la matrice $H(a)$ (c'est-à-dire âge $\times$ état de santé) sont le produit des éléments de la ligne précédente par une matrice de transition 3×3 . Autrement dit, les éléments de la ligne a sont calculés comme une fonction linéaire de la ligne $a - 1$ de la matrice H .

Processus semi-markovien

Loewy et al. (1989) poussent plus loin l'application de la méthode en évaluant les résultats d'essais cliniques de médicaments. Ils définissent en l'occurrence quatre états en fonction des antécédents de crises cardiaques et des complications pouvant découler de la pharmacothérapie étudiée. De plus, et ce point est important, ils tiennent compte des données qui indiquent dans quelle mesure les probabilités de transition dépendent de la durée du traitement. Le processus décrivant la

probabilité d'une crise cardiaque, estimée à l'aide du suivi longitudinal réalisé durant l'essai de médicaments, dépend, entre autres choses, de la date à laquelle remonte la dernière crise.

Du point de vue empirique, cette dépendance ne correspond pas à un processus markovien du premier ordre, contrairement à l'hypothèse classique qui s'applique aux tables de survie unidimensionnelles et multidimensionnelles. Par conséquent, on utilise un processus semi-markovien. Pour ce qui a trait à la matrice $H(a)$, chaque ligne est calculée selon un processus plus complexe, vraisemblablement comme une fonction non linéaire de toutes les lignes à des périodes antérieures et non seulement comme une fonction de la ligne précédente.

Toutefois, ce processus demeure une simplification grossière. Par exemple, Wolfson et al. (1992) montrent que la mortalité est étroitement liée à l'état matrimonial et au niveau de revenu; il y a même des effets latents qui se font sentir pendant des périodes pouvant atteindre dix ans. De même, la progression de la démence sénile varie selon que cette affection est attribuable à la maladie d'Alzheimer ou à des infarctus multiples (Forbes et Barham, 1989).

Les exemples ci-dessus devraient nous faire comprendre que les transitions entre états de santé ont une structure complexe. Chaque probabilité de transition doit être vue plus comme une fonction du cycle de vie multidimensionnel d'un individu jusqu'à l'âge donné que comme un scalaire. Ne pas tenir compte de cette complexité peut avoir pour conséquence de biaiser l'estimation de $H(a)$ et, partant, de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé. Par définition, il importe d'assouplir quelque peu l'hypothèse d'homogénéité qui sous-tend ordinairement les estimations de l'EVSI établies à partir de tables de mortalité. (Dans leur analyse des ruptures de mariages, Rowe et Wolfson (1990) donnent un exemple des biais appréciables qui peuvent être introduits du fait que l'on ne tient pas compte de la complexité des transitions.)

Micro-simulation

On peut toutefois se demander s'il est raisonnable de perfectionner les méthodes fondées sur les tables de survie en vue de répondre aux préoccupations ci-dessus. En règle générale, la réponse est non; une telle mesure ne serait pas pratique. Pour appuyer nos affirmations, prenons une application relativement simple des méthodes de table de survie courantes.

Les individus sont classés selon quatre niveaux de limitation fonctionnelle : non handicapé, légèrement handicapé, passablement handicapé, gravement handicapé. Pour chaque âge (tranche de cinq ans par exemple) et sexe, nous avons une matrice 4 x 5 des probabilités de transition de l'un des quatre états ci-dessus vers les quatre mêmes états ou la mort.

Or, comme les probabilités de transition varient avec le temps, cette matrice ne concerne que les personnes qui sont dans leur état actuel depuis moins de cinq ans. Une autre matrice contient les probabilités de transition pour les personnes qui étaient dans un autre état il y a plus de cinq ans mais moins de dix ans, une autre encore renferme les probabilités de transition pour les personnes qui étaient dans un autre état il y a plus de dix ans mais moins de quinze ans, et ainsi de suite jusqu'à une matrice pour les personnes qui sont handicapées depuis leur naissance.

Ainsi, une personne d'un sexe et d'un âge donnés peut se trouver dans l'un ou l'autre des quelque quarante états définis par le croisement des quatre niveaux de limitation fonctionnelle et des dix (ce nombre pouvant être plus ou moins élevé selon l'âge) tranches d'âge.

Par ailleurs, le taux de mortalité varie suivant que la personne est en institution ou non et suivant qu'elle est mariée ou non (se rappeler les ouvrages de Brouard et Robine, 1989, et de Wolfson et al., 1992). Même si on suppose que la mortalité n'a aucun rapport avec la limitation fonctionnelle, il faut subdiviser chacun des quarante états en fonction des deux critères mentionnés ci-dessus pour respecter l'aspect stratifié de la population (on obtient ainsi 160 états fondés sur des caractéristiques de santé et des caractéristiques démographiques).

À ce stade-ci, on peut constater que l'utilisation d'une table de survie abrégée (c'est-à-dire quinquennale plutôt qu'annuelle) supposerait une table de survie multidimensionnelle de 160 colonnes. C'est réalisable mais peu commode et peu flexible. Si l'on voulait par exemple mieux décrire la transition de «marié» à «personne seule» en prenant les taux de divorce et les taux de mortalité pour le conjoint ainsi que les taux de remariage, comme cela se fait dans les tables de survie selon l'état matrimonial (Adams et Nagnur, 1988), il faudrait non pas deux, mais quatre catégories d'état matrimonial : célibataire, marié(e), veuf(ve), divorcé(e), ce qui porterait à 320 le nombre de colonnes dans la table de survie multidimensionnelle. Et il faudrait recalculer toutes les probabilités de transition par âge et par sexe.

Enfin, si l'on pouvait faire une analyse d'événements à l'aide de données longitudinales, il faudrait un nombre astronomique de colonnes. Par exemple, Rowe (1989) montre que la probabilité d'un échec matrimonial (divorce ou séparation) dépend, selon des règles complexes, de la durée de l'union et de l'âge de l'épouse au moment du mariage (était-elle encore adolescente ?). Les ouvrages d'épidémiologie, dont l'étude sur le Alameda County (Berkman et Breslow, 1983) est un exemple typique, regorgent d'estimations de ce genre.

Il convient de souligner que toutes les applications de tables de survie que nous venons de décrire reposent sur des données empiriques déjà bien connues et qui sont produites suivant des normes de présentation acceptables. Toutefois, il est très peu utile d'incorporer ces données dans une table de survie multidimensionnelle. Vaupel et Yashin (1986) concluent — pour un ensemble de modèles analogue — que la seule solution pratique que l'on puisse envisager lorsque sont utilisées des fonctions d'espace d'états et de probabilité de transition plus réalistes est la microsimulation. (Cet argument n'est pas du tout nouveau : voir Nakamura et Nakamura, 1978.)

MÉTHODE POHEM

Heureusement, il existe une autre méthode qui peut utiliser ce genre de données multidimensionnelles complexes et qui, à la rigueur, est équivalente sur le plan du calcul, et c'est la microsimulation de Monte Carlo.

La microsimulation de Monte Carlo consiste, en l'occurrence, à produire synthétiquement un échantillon de cycles de vie d'individus. On se sert exactement des mêmes probabilités de transition que dans une analyse de table de survie multidimensionnelle (ou dans un processus semi-markovien dans les circonstances). Si l'on prend l'exemple le plus simple d'une table de survie unidimensionnelle, l'opération débute par la «création» d'un individu (naissance). On tire ensuite un nombre aléatoire de l'intervalle des unités pour savoir si cet individu meurt dans la première année de son existence. Si le nombre en question est inférieur au taux de mortalité pour cet âge, l'individu «meurt»; sinon, il vit jusqu'à l'année suivante, où l'on répète le processus, et ainsi de suite.

Le processus est exécuté 100 000 fois, par exemple, et on obtient en fin de compte un âge au décès pour chaque individu.

Il est alors facile de calculer l'âge moyen au décès à partir de cet échantillon. Au fur et à mesure que s'accroît la taille de l'échantillon, les résultats pertinents ressemblent de plus en plus à ceux que l'on obtiendrait avec une table de survie.

De toute évidence, ce processus est beaucoup plus complexe que la méthode des tables de survie pour calculer l'espérance de vie. Cependant, supposons que chaque individu soit exposé à plusieurs «événements», par exemple se marier, devenir modérément ou gravement handicapé, mourir. De plus, chaque événement est lié d'une manière complexe aux états antérieurs. Cela reflète la condition réelle des personnes, comme nous l'avons mentionné dans la section précédente. Il est alors facile de formuler pour chaque genre de transition un algorithme qui calcule, pour un individu, la probabilité d'une telle transition à une année particulière, étant donné l'état actuel de l'individu et les états par lesquels il est passé antérieurement.

C'est exactement ce que font POHEM et le Système de simulation du cycle de vie d'une cohorte, dont POHEM fait partie intégrante. Tous deux renferment des fonctions de probabilité de transition estimées pour divers états.

Par exemple, DEMOGEN est le modèle démographique qui va de pair avec POHEM. Il renferme tous les éléments des tables de survie selon l'état matrimonial, que l'on trouve dans Adams et Nagnur (1988), plus tout ce qui concerne l'activité sur le marché du travail. Le tableau 1 énumère les processus contenus dans DEMOGEN ainsi que les variables dont dépendent les transitions. Par une analyse de données démographiques longitudinales tirées de l'Enquête de 1984 sur la famille, Rowe (1989) a pu établir des probabilités de formation d'union conjugale et de dissolution de mariage; de son côté, Picot (1989) a pu déterminer par une analyse semblable les probabilités de transition relatives à la situation vis-à-vis de l'activité. Wolfson (1989) décrit deux applications de DEMOGEN ².

² Notons que DEMOGEN et POHEM sont des modèles de microsimulation dynamique en temps discret. Il existe d'autres méthodes de simulation. Par exemple, Hayes (1989) pense qu'il serait plus approprié d'utiliser un modèle en temps continu et à événements discrets pour des cas comme ceux qui nous occupent. Cependant, ce genre de modèle de microsimulation créerait plus de problèmes qu'il n'en résoudrait dans le contexte de notre analyse. Par exemple, les modules DEMOGEN comme ceux relatifs à l'union conjugale et à la dissolution de mariage renferment des événements opposés ainsi que des covariables qui varient en fonction du temps, et reposent sur des séries de données longitudinales en temps discret. Le modèle à événements discrets que propose Hayes ne conviendrait pas pour ces modules.

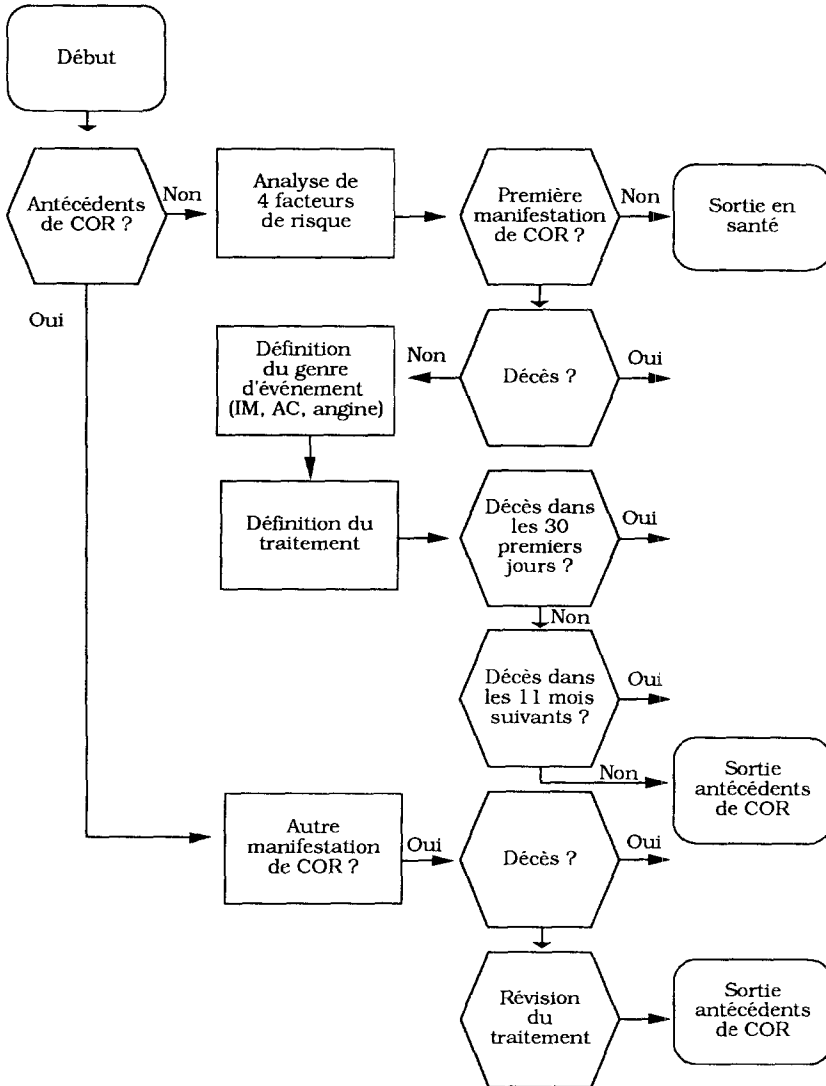
TABLEAU 1
Processus représentés dans DEMOGEN

Processus ou événement	Variables servant de condition
Niveau d'instruction	«Régulé d'avance» (on l'impute à la naissance en se fondant sur la distribution conjointe observée des niveaux d'instruction du mari et de la femme)
Première union (légitime ou libre)	Âge, sexe, niveau d'instruction, fécondité (femmes), situation vis-à-vis de l'activité, union libre antérieure, nubilité «régulée d'avance»
Différence d'âge avec le premier conjoint	Âge au moment du mariage, distribution observée
Fécondité	Âge, parité, état matrimonial
Garde de l'enfant	État matrimonial
Départ de l'enfant (lorsqu'il quitte le foyer)	Âge, sexe, rang dans la famille
Dissolution du mariage (divorce ou séparation)	Âge, durée de l'union, présence d'enfants, situation vis-à-vis de l'activité, âge au moment du mariage
Remariage	Âge, sexe, état matrimonial antérieur : divorcé(e) ou veuf(ve)
Différence d'âge avec le second conjoint	Âge de la personne au moment du mariage, sexe, état matrimonial antérieur, distributions observées
Activité (d'année en année)	Âge, sexe, état matrimonial, présence d'enfants par groupe d'âge, niveau d'instruction, temps passé dans cet état
Gains escomptés sur le marché du travail	Âge, sexe, participation au marché du travail
Mortalité	Âge, sexe, état matrimonial (sauf si utilisé conjointement avec POHEM)

Selon ce système, il est relativement simple d'appliquer des fonctions de probabilité de transition multidimensionnelles complexes à des états de santé. POHEM utilise la structure socio-démographique de DEMOGEN. Cette relation étroite entre DEMOGEN et POHEM n'existe pas uniquement pour des raisons de commodité. Elle confirme que la morbidité et la mortalité sont fortement corrélées avec la condition socio-économique — par ex. : état matrimonial, niveau de revenu, profession, niveau d'instruction et soutien social — même après que l'on a tenu compte de facteurs de risque bio-médicaux classiques comme l'hypertension, l'usage du tabac et l'obésité (Marmot, 1986; Berkman et Breslow, 1983).

À partir de la sous-strate socio-démographique de DEMOGEN, POHEM simule tout d'abord la progression longitudinale des facteurs de risque. À l'aide de données de l'Enquête Santé Canada de 1978, la dernière grande enquête du genre au Canada, on estime des probabilités de transition pour les quatre principaux facteurs de coronaropathie identifiés dans l'étude de Framingham, soit l'obésité, l'usage du tabac, l'hypertension et le cholestérol. On s'est servi d'une nouvelle méthode pour calculer des probabilités de transition «vraisemblables» en l'absence de données longitudinales (Gentleman et Robertson, 1989). Ces probabilités sont conditionnées de manière qu'elles reproduisent la distribution quadridimensionnelle observée des facteurs de risque pour chaque sexe croisé avec des groupes d'âge définis par tranche de cinq ans. (Cette méthode utilise l'optimisation et une forme particulière de programmation linéaire : la planification par réseaux.)

Les facteurs de risque sont ensuite utilisés comme paramètres dans un module «coronaropathie». Celui-ci repose sur les données qu'emploient Weinstein et al. (1987). La figure 2 décrit les principales transitions contenues dans ce module. En se servant d'une fonction de risque estimée à partir de l'étude de Framingham, on commence par évaluer, pour chaque année et pour chaque personne qui n'a pas d'antécédents de coronaropathie, la probabilité d'une manifestation de coronaropathie. Si on observe une telle manifestation, il peut s'agir d'un infarctus du myocarde (IM), d'un arrêt cardiaque (AC), des deux à la fois ou d'une crise d'angine (cela est déterminé suivant une distribution de probabilités empirique par âge et par sexe). Les étapes qui suivent la première manifestation de coronaropathie constituent le reste de la figure 2.



Source : Weinstein et al., 1987.

Figure 2 — POHEM : CORONAROPATHIE (COR) (BASE ANNUELLE)

De la même manière, les probabilités de transition s'appliquant à la démence sénile ont été définies d'après l'analyse de Forbes et Barham (1989) et celles s'appliquant au cancer du sein l'ont été d'après l'analyse de Hill (1989). (Plus récemment, on a ajouté un module qui décrit l'apparition et la progression du cancer du poumon par rapport à l'usage du tabac et à l'exposition au radon : voir Gentleman et al., 1990.) Enfin, dans le but de donner un aperçu du système, on a attribué provisoirement des valeurs arbitraires aux divers états de maladie.

RÉSULTATS EXPÉRIMENTAUX

Le tableau 2 contient les résultats des trois premiers modules de maladies : coronaropathie, démence et cancer du sein. On remarque, par exemple, qu'un peu plus de la moitié des femmes (54,3%³) peuvent subir au moins une manifestation de coronaropathie dans leur vie; ce pourcentage a été établi d'après la fonction de risque de Framingham utilisée dans Weinstein et al. (1987), d'après la prévalence des facteurs de risque observée dans l'Enquête Santé Canada de 1978 et d'après la probabilité composée de décès attribuable à d'autres maladies, calculée à l'aide des taux de mortalité selon la cause, l'âge et l'état matrimonial au Canada pour 1986⁴. Les manifestations de coronaropathie surviennent en moyenne à 71,9 ans et sont la cause d'un décès dans un peu moins de la moitié des cas (46,3 %). Les décès attribuables à la coronaropathie surviennent en moyenne à 78,3 ans, ce qui est un an de plus que l'espérance de vie à la naissance. Cet écart n'est toutefois pas surprenant car la coronaropathie est une affection à survenue tardive, et les personnes qui en meurent doivent avoir vécu suffisamment longtemps pour en être atteintes.

³ Nous utilisons ici un chiffre exact pour que le lecteur puisse mieux suivre l'analyse. Cependant, l'erreur d'échantillonnage du processus Monte Carlo fait que des estimations comme celle-ci peuvent s'écarter de la valeur réelle par plusieurs points de pourcentage. De même, en ce qui concerne les chiffres relatifs à l'espérance de vie et à l'âge moyen (pour l'apparition de la maladie), on doit considérer un écart d'environ six mois par rapport à la valeur réelle. Dans Rowe et Wolfson (1989), on trouvera un exemple de la méthode d'estimation de la variance fondée sur la réutilisation d'échantillons, méthode incorporée dans DEMOGEN et POHEM; cet exemple met en relief les commentaires ci-dessus.

⁴ Selon la modélisation exécutée par DEMOGEN, l'état matrimonial dépend, à son tour, de la fécondité antérieure et de la situation vis-à-vis de l'activité, du niveau d'instruction et de la durée de vie du conjoint.

TABLEAU 2
Exemple de données tirées de POHEM : âge et pourcentage moyens
pour des événements donnés dans la vie d'une personne

	Femmes		Hommes	
	Âge	% ^a	Âge	% ^a
1re manifestation de coronaropathie	71,9	54,3	64,5	56,5
2e manifestation de coronaropathie	77,1	36,2	70,8	48,5
3e manifestation ou + de coronaropathie	80,5	42,4	74,9	43,6
Décès attribuable à la coronaropathie	78,3	46,3	72,9	55,8
Décès attribuable à la coronaropathie	78,3	25,2	72,9	31,5
Apparition de la démence	79,8	10,3	78,7	5,4
Apparition du cancer du sein	63,5	10,5	0,0	0,0
Décès attribuable au cancer du sein	66,3	8,6	0,0	0,0
Décès attribuable à d'autres maladies	78,3	66,2	72,1	68,5
Décès en général (= espérance de vie)	77,3	100,0	72,3	100,0
Espérance de vie en santé de la population (EVESEP)	74,5	100,0	69,9	100,0

Source : Simulation POHEM; taille de l'échantillon = 5000.

a. Pourcentage des membres de la cohorte qui subissent l'événement. Notons, toutefois, que dans le cas de la «deuxième manifestation de coronaropathie» et de la «troisième manifestation ou + de coronaropathie», le pourcentage est calculé par rapport au nombre de personnes qui ont déjà subi une ou deux manifestations respectivement, tandis que dans le cas de la première des deux lignes intitulées «décès attribuable à la coronaropathie», le pourcentage est calculé par rapport au nombre de personnes qui ont subi au moins une manifestation de ce genre.

Selon l'analyse de Forbes et Barnham (1989) sur l'incidence et la progression de la démence, cette affection survient beaucoup plus tard en moyenne et est beaucoup moins fréquente du point de vue du cycle de vie; 10,3 % des femmes et 5,4 % des hommes risquent d'être atteints de démence. À cause d'un manque de données, le module relatif à la démence suppose que celle-ci n'est pas une affection mortelle. En revanche, le taux de mortalité clinique pour le cancer du sein est environ 85 % (pour une population de femmes donnée, taux de décès de 8,6 % par rapport à une incidence de 10,5 %). D'après les données détaillées de Hill (1989) sur l'incidence et la progression du cancer du sein, la mort survient environ trois ans, en moyenne, après l'apparition de la maladie.

Conformément à ce que nous avons dit plus haut au sujet des mesures qui tiennent de l'espérance de vie sans incapacité, le tableau 2 montre qu'il est possible de calculer toute une série de valeurs, outre l'espérance de vie ordinaire, à l'aide de

méthodes de microsimulation comme POHEM et DEMOGEN. Il peut s'agir, notamment, de la proportion de la population qui est «victime» d'un événement ou d'une série d'événements et de la période moyenne qui s'écoule avant de tels événements.

Mais l'élément le plus important du tableau 2 pour les besoins de notre article est la dernière ligne, où l'on trouve la valeur estimée de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé.

Diverses expressions sont utilisées dans la littérature pour désigner cet indice; notons, par exemple, celles mentionnées précédemment : espérance de vie sans incapacité et espérance de vie active. On désigne souvent par QALY (quality adjusted life year : année de vie redressée qualitativement) le résultat de l'application de la fonction $V()$ (suivant notre notation) à une année de vie donnée; Kaplan et Bush utilisent le sigle QWB (quality of well being : qualité du bien-être) et Mehrez et Gafni (1989), le sigle HYE (healthy-years equivalent : équivalent «années en santé») pour désigner la même chose.

Malgré cette diversité de sigles, nous en proposons un autre : espérance de vie en santé de la population, ou EVESP, afin de distinguer les mesures calculées à l'aide de POHEM ou d'une méthode équivalente de celles calculées d'une autre manière, et ce pour deux raisons essentielles. Premièrement, EVESP suppose un continuum d'états de santé à chaque année de vie plutôt qu'une simple dichotomie comme l'espérance de vie sans incapacité ou l'espérance de vie active. Deuxièmement, EVESP repose sur un échantillon représentatif et hétérogène de cycles de vie réalistes (le plus possible du moins) et non sur une agrégation d'années de vie formée à partir d'un ensemble de catégories d'âge et d'état de santé discrètes dans une table de survie multidimensionnelle ⁵. Enfin, il convient de parler d'espérance de vie en santé *de la population* et non seulement

⁵ Les cycles de vie générés par POHEM sont explicites mais synthétiques. Ils ne sont réalistes que si leur sommation équivaut à l'ensemble des séries de données «marginales» qui ont servi à leur production. De plus, il est possible d'évaluer le micro-réalisme de même que le macro-réalisme en «parcourant» l'échantillon de cycles de vie synthétiques. Par contre, les cycles de vie des tables de survie multidimensionnelles ne sont pas explicites. Or, les tables de ce genre reposent toujours sur un ensemble implicite de cycles de vie synthétiques. Comme il s'agit de cycles essentiellement implicites, ils ne font jamais l'objet d'un examen approfondi et, par conséquent, il n'y a pas lieu de s'inquiéter du fait que certains soient totalement irréalistes. Dans les deux cas, il s'agit d'une génération (ou d'une cohorte) unique et non d'un échantillon d'une population de cohortes chevauchantes.

d'espérance de vie en santé afin de souligner le caractère hétérogène de la population qui est prise en considération.

Les résultats reproduits ici le sont essentiellement à titre d'exemple, diverses formules de validation étant en voie d'élaboration. Néanmoins, ils semblent plausibles. Pour l'un et l'autre sexe, l'EVESP est inférieure d'environ trois ans à l'espérance de vie ordinaire.

Comme ces estimations reposent sur un échantillon explicite, on peut calculer facilement l'EVESP pour des périodes plus courtes comme les décennies, puis établir la distribution de ces valeurs. Comme des décès peuvent survenir dans n'importe quelle tranche d'âge, on calcule l'EVESP pour chaque tranche d'âge en divisant le total des années-personnes vécues «pondérées» (la pondération se faisant à l'aide de la fonction $V()$) par le total des années-personnes non pondérées. De fait, on peut aussi ventiler les estimations de l'EVESP selon les années-personnes pondérées, par exemple 80 %-89 %. C'est ce qu'indique le tableau 3. Comme aucune des trois affections considérées n'est supposée apparaître avant l'âge de 25 ans, l'EVESP pour le groupe des moins de 25 ans est de 100 %. On remarque, pour les trois affections, que l'EVESP moyenne par tranche d'âge est généralement moins élevée chez les hommes que chez les femmes. On observe aussi facilement l'accroissement de la dispersion pour l'EVESP à mesure que l'âge augmente ⁶.

OÙ OBTENIR DES DONNÉES

POHEM a la capacité d'utiliser beaucoup plus de données qu'aucun autre système statistique actuellement en usage dans le monde. Il peut donc y avoir des problèmes de comparabilité si les systèmes de pays différents utilisent des méthodes similaires mais des données agrégées de façon très différente d'un pays à l'autre et n'ayant pas non plus la même qualité. Cependant, il convient de prendre en considération un certain nombre de points. Premièrement, la méthode POHEM peut être «ajustée» aux méthodes des tables de survie. N'importe quel modèle reposant sur des tables de survie utilise comme paramètres des probabilités de transition; or, on peut se servir des

⁶ Si la distribution de l'EVESP pour les tranches d'âge supérieures est bimodale, c'est à cause de l'hypothèse (faite plus tôt) que la démence n'est pas mortelle. On suppose que les personnes atteintes de démence continuent de vivre après une période d'affaiblissement progressif des facultés mentales ($V(\text{démence permanente}) = 0,1$).

TABLEAU 3
Exemple de données tirées de POHEM : distribution
de l'EVEP selon l'âge et le sexe

Valeurs de l'EVEP (%)	ÂGE								
	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	85-94	95+
FEMMES									
0-9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	4,0	15,7
10-19	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,9	3,3	2,7
20-29	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,7	2,1	1,6
30-39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,9	2,4	1,3
40-49	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,3	1,1	2,7	2,7
50-59	0,0	0,0	0,1	0,3	0,3	0,8	2,5	4,1	2,9
60-69	0,0	0,0	0,0	0,2	0,7	2,3	5,2	8,4	5,1
70-79	0,0	0,0	0,5	1,7	4,5	9,6	19,4	30,4	41,9
80-89	0,0	0,0	0,9	2,8	5,3	8,3	15,4	11,9	8,3
90-99	0,0	34,1	34,1	32,8	31,9	30,9	24,2	12,7	6,7
100	100,0	65,9	64,3	62,1	57,0	47,4	29,2	18,0	11,2
Taux de survie de la cohorte (par 1000 individus)	999	995	984	947	872	738	477	193	45
EVEP moyenne	1,000	0,983	0,980	0,974	0,962	0,932	0,852	0,729	0,631
HOMMES									
0-9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3	2,3	13,5
10-19	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,6	3,1	8,7
20-29	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,6	2,3	2,4
30-39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	1,8	3,2
40-49	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	1,1	2,2	0,0
50-59	0,0	0,0	0,0	0,1	0,4	1,2	3,6	5,0	3,2
60-69	0,0	0,0	0,1	0,5	2,0	5,6	8,8	12,2	10,3
70-79	0,0	0,0	0,5	3,0	6,8	12,4	17,2	20,5	24,6
80-89	0,0	0,0	2,3	4,6	9,8	13,1	15,9	16,3	9,5
90-99	0,0	33,4	33,0	31,0	28,5	24,8	19,7	12,4	7,9
100	100,0	66,6	64,2	60,8	52,5	42,5	31,5	21,9	16,7
Taux de survie de la cohorte (par 1000 individus)	999	988	969	929	827	625	306	84	15
EVEP moyenne par tranche d'âge	1,000	0,983	0,978	0,967	0,944	0,908	0,850	0,750	0,621

Source : Simulation POHEM; taille de l'échantillon = 5000.

mêmes probabilités de transition dans POHEM et obtenir des résultats comparables (sauf pour ce qui a trait à l'erreur d'échantillonnage de Monte Carlo)⁷. Ainsi, compte tenu de l'investissement initial dans l'infrastructure du logiciel de simulation, il n'y a aucune raison de croire que les résultats de POHEM seraient plus difficiles à produire que les estimations relatives à l'espérance de vie ordinaire ou à l'espérance de vie sans incapacité, ou moins comparables que ces estimations d'une période à l'autre ou d'un pays à l'autre.

En fait, la manière la plus simple de réduire les exigences de POHEM serait de l'utiliser en version «simplifiée», où il y aurait un moins grand nombre de paramètres. Par exemple, on pourrait utiliser simplement les taux de nuptialité et de divorce par âge au lieu des fonctions de risque multidimensionnelles et longitudinales qui servent normalement aux modules pour la formation d'unions conjugales et la dissolution de mariages.

Deuxièmement, il existe une grande similitude entre les habitants de pays différents. Compte tenu des données *quantitatives* sommaires dont nous disposons à l'heure actuelle sur l'apparition et la progression des maladies, il n'est pas totalement absurde de supposer des processus de développement de la maladie identiques dans des pays différents (bien qu'il faille tenir compte probablement de distributions de facteurs de risque différentes). Divers pays pourraient donc être tentés d'unir leurs efforts afin de grouper les données fragmentaires dont chacun dispose sur l'épidémiologie. De plus, il pourrait s'avérer (d'après une étude transnationale menée dans le cadre du projet EuroQuol⁸) que de nombreux pays de l'OCDE utilisent tous la même fonction $V()$ ou une version comparable. Si tel était le cas, ces pays ne seraient pas tous obligés de produire de nouvelles séries de données adaptées à POHEM; certains pourraient les emprunter à d'autres.

ÉTAPES À VENIR

Le système POHEM est conçu pour produire toute une série de statistiques sur la santé. On pourrait, par exemple, lui faire décrire explicitement les transitions possibles entre des états

⁷ De fait, ce genre de comparaison devrait faire partie du processus de validation pour les modèles de microsimulation comme POHEM.

⁸ Entretiens avec le professeur Alan Williams, de l'Université York, Angleterre.

de limitation fonctionnelle. Cela permettrait un calcul plus direct de variantes de l'espérance de vie sans incapacité. Une deuxième possibilité serait de lui faire décrire explicitement un plus grand éventail de facteurs de risque et de maladies. Une troisième voie serait de commencer à faire le lien entre POHEM et le système de soins de santé. Enfin, il serait facile d'élargir l'éventail de statistiques et de mesures que POHEM peut produire. Nous allons examiner ces différentes possibilités.

Limitations fonctionnelles

À l'heure actuelle, POHEM comprend quatre facteurs de risque et quatre maladies. L'attribution des valeurs d'état de santé est fondée directement sur la maladie. Il serait toutefois plus normal que cette opération soit fondée sur la limitation fonctionnelle (ex. : douleur à la poitrine), qui, elle, renverrait à la maladie (ex. : coronaropathie).

En règle générale, il n'existe pas de données liant la description clinique des affections et la description que fait le patient de la limitation fonctionnelle qui le touche (mais il serait possible de réunir de telles données). Des études sont donc en cours afin de créer une série indépendante de fonctions de probabilité de transition pour les limitations fonctionnelles. Ces probabilités de transition sont indépendantes des maladies et des facteurs de risque mais dépendent de l'âge et du sexe. Elles découlent de croisements élémentaires des données de l'ESLA de 1986 (enquête postcensitaire sur la santé et les limitations d'activités). De fait, nous sommes en train de construire une version simplifiée de POHEM («édition spéciale») qui permettra de calculer des valeurs comme l'espérance de vie sans incapacité et qui fera abstraction des facteurs de risque et des maladies.

L'ESLA permet, dans une certaine mesure, d'estimer directement les probabilités de transition entre les niveaux de limitation fonctionnelle (type et gravité) en se servant des réponses données aux questions pertinentes (par ex. : depuis quand la personne est-elle touchée par cette limitation ?). En outre, la méthode qu'ont élaborée Gentleman et Robertson (1989) pour estimer à l'aide de données transversales les probabilités de transition pour les distributions multidimensionnelles de facteurs de risque peut s'appliquer à plusieurs aspects de la limitation fonctionnelle et de la vie en institution.

Ainsi, les données relatives aux limitations fonctionnelles permettent de calculer directement l'EVESP pour chaque

année-personne contenue dans l'échantillon (de cohorte) de cycles de vie complets simulé explicitement. L'attribution des valeurs d'état de santé peut se faire de façon plutôt arbitraire, comme dans Wilkins et Adams (1983), ou de manière plus rigoureuse, à l'aide des estimations de Torrance.

Cette variante de la méthode POHEM exploite beaucoup plus largement les données disponibles et n'est pas soumise aux contraintes que nous évoquions plus haut au sujet de l'espérance de vie sans incapacité. En outre, les types de données utilisés pour le Canada existent sous une forme semblable dans un certain nombre d'autres pays. La méthode POHEM est donc exportable; elle peut servir de base méthodologique commune pour des estimations de l'espérance de vie en santé de la population qui sont comparables d'un pays à l'autre, à condition qu'on utilise les mêmes probabilités de transition pour l'incapacité et les aspects démographiques. Par surcroît, cette version simplifiée de POHEM peut produire des estimations de la distribution de l'espérance de vie en santé de la population.

Facteurs de risque et affections

Jusqu'à maintenant, l'élaboration de la méthode POHEM s'est faite dans une perspective exploratoire, de sorte que nous n'avons eu recours qu'à une faible partie de la littérature épidémiologique. Cependant, il y a un domaine pour lequel nous avons examiné plus systématiquement les sources de données quantitatives, et c'est celui qui touche l'élaboration de progiciels pour «l'évaluation des risques pour la santé». Bien que l'utilisation de tels progiciels dans des séances d'orientation personnelle soit quelque peu discutable, les données qui sont à l'origine des progiciels les plus sérieux sont des synthèses importantes des dernières études quantitatives en épidémiologie. À cet égard, il vaut la peine de citer le *Evalu*Life Manual* (Health and Welfare Canada, 1989 ⁹), pour le Canada, et *Healthier People* (Carter Center, 1988), pour les États-Unis.

Les progiciels servant à l'évaluation des risques pour la santé sont une source privilégiée de probabilités de transition pour une série d'affections (suivant les risques relatifs et les taux de mortalité par cause), étant donné l'âge, le sexe et divers facteurs de risque. Les données pertinentes peuvent être intégrées facilement à POHEM, et c'est ce à quoi nous nous appli-

⁹ En français : *Évalu*vie*.

quons. Nous pourrions ensuite, selon des normes statistiques convenables, les appliquer à des échantillons représentatifs (synthétiques). Cette application, fondée sur la population, non sur l'individu, ressemble au progiciel hollandais PREVENT (Gunning-Schepers, 1988; Gunning-Schepers et al., 1989).

Or, comme ces données ne concernent pas la morbidité, nous pourrions accroître sensiblement la portée du progiciel d'évaluation des risques pour la santé afin qu'il tienne compte non seulement des décès attribuables au cancer du poumon, par exemple, mais aussi de l'apparition et de la progression de la maladie, des limitations fonctionnelles qu'elle entraîne et des valeurs d'état de santé. Une revue des ouvrages de recherche pourrait nous permettre de recueillir des données sur la morbidité (par ex. : apparition et progression de la maladie), de même que l'on a recueilli à l'origine les données sur la mortalité qui devaient servir à l'évaluation des risques pour la santé (ex. : Spasoff et al., 1982).

Soins de santé

Compte tenu de la nature des méthodes de financement du système de soins de santé au Canada (par ex. : financement global des hôpitaux), il est très difficile de connaître le coût unitaire moyen de nombreux services de santé, par exemple les coûts selon l'âge, le sexe et le genre de maladie, comme dans le tableau du bas de la figure 1. Cependant, il existe des données fragmentaires sur le sujet et nous devrions pouvoir obtenir des données intéressantes dès que le nouveau SIG (système intégré de gestion) sera mis en place dans les hôpitaux.

On peut modifier sans peine POHEM pour qu'il tienne compte désormais des «visites» liées aux soins de santé et des coûts unitaires correspondants. On peut ensuite définir un lien de dépendance entre ces visites et l'évolution de la maladie ou de l'état de santé (les visites ne se traduisent pas nécessairement toutes par une amélioration de l'état de santé). Par exemple, le module «coronaropathie» fondé sur Weinstein et al. (1987) comprend déjà les pontages coronariens, bien qu'il s'agisse là d'une forme très élémentaire d'intégration, avec des données américaines. Nous disposerons sous peu de données plus détaillées provenant d'une étude canadienne récente et nous projetons de les intégrer à POHEM.

Grâce à ces nouvelles données, il sera possible d'estimer les «coûts de la maladie» au sens où l'entendent Cooper et Rice

(1976) et Hartunian et al. (1981). (Rappelons-nous que ces coûts comprennent les coûts directs des soins de santé de même que les coûts indirects qui se rattachent au manque à gagner. Les seconds peuvent être obtenus à l'aide de DEMOGEN.)

Un groupe d'indices de santé de la population

De toute évidence, un large éventail de données sur la santé peut être introduit dans POHEM à partir d'études déjà publiées, de nouvelles analyses de données existantes, et de données administratives ou de données d'enquête qui seront publiées dans l'avenir. POHEM est un système qui intègre toutes ces données dans le but d'en tirer des statistiques sommaires et des indices globaux, ce qui n'est pas sans rappeler le Système de comptabilité nationale, où le PIB est un agrégat de données issues de nombreux systèmes.

POHEM peut aussi servir à créer des sous-groupes d'indices globaux. Prenons, par analogie, l'indice des prix à la consommation. Il n'y a pas que l'indice d'ensemble; il y a aussi les sous-indices pour l'alimentation et le logement, par exemple. De même, POHEM peut servir à estimer l'EYESP pour diverses tranches d'âge, un peu comme on estime l'espérance de vie à 20, 40, 65 ou 75 ans, de même qu'à la naissance. On pourrait aussi estimer l'EYESP pour divers sous-groupes socio-démographiques, par exemple les célibataires ou les personnes à faible revenu. Évidemment, dans ces deux derniers cas, la qualité des estimations dépendra très largement des données épidémiologiques qui auront été introduites dans les fonctions de probabilité de transition.

En outre, on peut se servir de POHEM pour estimer les réponses à des questions en mode simulation, tout comme on se sert d'analyses de données du Système de comptabilité nationale dans les modèles économétriques afin de simuler les effets d'une modification de la politique macro-économique ou de perturbations externes sur le produit intérieur brut. Parmi les indices «de simulation» généralement reconnus dans le domaine de la santé, notons, par exemple, l'espérance de vie et les années potentielles de vie perdues (APVP), ce dernier étant tiré des tables de mortalité en l'absence d'une cause.

POHEM peut servir à produire des statistiques parfaitement analogues. On peut sans difficulté générer deux échantillons POHEM, l'un étant l'échantillon de référence, l'autre une variante du premier, où une cause a été supprimée (c'est-à-dire

que le vecteur des taux de mortalité par âge pour cette cause est posé égal à zéro). On peut alors estimer directement les APVP et l'espérance de vie en l'absence d'une cause en comparant les deux échantillons. Qui plus est, on peut étendre cette application aux facteurs de risque, comme l'usage du tabac, pour calculer l'espérance de vie «en l'absence d'un facteur de risque» et l'EVEP (voir par exemple Wolfson et Birkett, 1989).

Une autre application possible de POHEM serait l'évaluation des risques pour la santé à partir d'une population. Au lieu de créer une cohorte entièrement synthétique à l'aide de POHEM, on commencerait par prélever un échantillon de personnes dans la population (ce pourrait être, par exemple, l'échantillon de l'Enquête Promotion santé de 1985 [Health and Welfare Canada, 1988]). On simulerait ensuite le reste du cycle de vie de chaque personne au moyen de POHEM (disons 25 fois), étant donné les facteurs de risque auxquels est exposée la personne et en supposant une fois de plus l'élimination de tous les facteurs «modifiables».

Cette opération (qui comporte de nombreux calculs) produirait deux chiffres pour chaque personne : une espérance de vie qui reflète le rythme de vie actuel de la personne et une espérance de vie «souhaitable», suivant l'hypothèse d'une modification «optimale» des facteurs de risque. Par la même occasion, POHEM pourrait produire des valeurs de l'EVEP qui tiennent compte de la morbidité prévue. Finalement, à l'aide de ces chiffres, nous pourrions aisément calculer une série d'indices de risque sanitaire pour la population, par exemple la différence moyenne entre l'EVEP actuelle et l'EVEP souhaitable. Cette différence serait un indice de la portée des divers programmes de prévention et de promotion de la santé. En outre, le fait de tenir compte de la morbidité en utilisant l'EVEP au lieu de l'espérance de vie ordinaire pourrait aussi amener une révision des priorités en matière de politiques de santé, les données sur la morbidité faisant ressortir tout l'effet des maladies chroniques (voir par exemple Wigle et al., 1989).

CONCLUSION

Cet article a permis de décrire la méthode POHEM de même que les relations qui existent entre elle et toute une série de statistiques sommaires sur la santé, particulièrement des formes généralisées de l'espérance de vie comme l'espérance de vie sans incapacité. POHEM est un moyen concret de produire

ce genre de statistiques. De plus, cette méthode peut être facilement modifiée de manière à intégrer un ensemble beaucoup plus vaste de données quantitatives sur l'apparition et la progression des maladies, que l'on trouve dans la littérature épidémiologique, et de manière à produire un éventail plus large et plus significatif de statistiques sommaires sur la santé. Enfin, la structure et les fondements empiriques de POHEM sont tels que de nombreux pays devraient pouvoir appliquer cette méthode ou des méthodes de microsimulation semblables à leurs propres données.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ADAMS, O. B., et D. N. NAGNUR, 1988. *Marriage, Divorce and Mortality: A Life Table Analysis for Canada and Regions, 1980-1982*. Ottawa, Statistique Canada, no 84-536E au catalogue, septembre.
- BEBBINGTON, A. C., 1989. *Expectation of Life without Disability Measured from the OPCS Disability Surveys*. University of Kent at Canterbury, Discussion Paper 651, août.
- BERKMAN, L., et L. BRESLOW, 1983. *Health and Ways of Living, The Alameda County Study*, Oxford University Press.
- BRANCH, L. G., 1989. «Active Life Expectancy in 10,000 Men and Women in Three Communities». Communication présentée au premier colloque du Réseau international espérance de vie en santé (REVES), Québec, 11 et 12 septembre.
- BROUARD, N., et J.-M. ROBINE, 1989. «A Method of Calculation of Health Expectancy from Longitudinal Surveys on the Elderly People in France». Communication présentée au premier colloque du Réseau international espérance de vie en santé (REVES), Québec, 11 et 12 septembre.
- CARTER CENTER OF EMORY UNIVERSITY, 1988. *Healthier People Health Risk Appraisal Program*. Atlanta, janvier.
- CASELLI, G., J. DUCHÊNE, V. EGIDI, A. SANTINI et G. WUNSCH, 1989. «A Matter of Life and Death—Methodologies for the Life History Analysis of Adult Mortality». Communication préparée pour la réunion du Working Group on Socio-economic Differences in Mortality in the Industrialized Societies (UN/WHO/CICRED), Paris, décembre.
- COOPER, B. S., et D. P. RICE, 1976. «The Economic Cost of Illness Revisited», *Social Security Bulletin*, 39, 21-36.
- CRIMMINS, E. M., Y. SAITO et D. INGEGNERI, 1989. «Changes in Life Expectancy and Disability-Free Life Expectancy in the United States», *Population and Development Review*, 15, 2, juin.
- ERICKSON, P., E. A. KENDALL, J. ANDERSON et R. M. KAPLAN, 1988. *Using Composite Health Status Measures to Assess the Nation's Health*. National Center for Health Statistics, polycopie.

- EVANS, W. K., B. P. WILL, M. C. WOLFSON et J. M. BERTHELOT, 1991. «Computer Modelling of Diagnostic and Treatment Options for Non-Small Cell Cancer, with Associated Costs». Poster présenté à la 6th World Conference on Lung Cancer, Melbourne, Australie, 14 novembre.
- FORBES, W. F., et J. BARHAM, 1989. *An Investigation of the Prevalence and Incidence of Dementia in Populations Aged 65 Years and Over*. Waterloo, University of Waterloo, Program in Gerontology, Research Report 2, mars.
- GENTLEMAN, J. F., et D. ROBERTSON, 1989. «Smoothing Procedures for Simulated Longitudinal Microdata». In *Proceedings of the Statistics Canada Symposium on the Analysis of Data* (octobre). Ottawa.
- GENTLEMAN, J. F., M. C. WOLFSON et B. P. WILL, 1990. «Microsimulation of Health Status and Health Costs in Canada: Radon as a Risk Factor for Lung Cancer». Communication présentée à la Second International Conference on Statistical Methods for the Environmental Sciences (Environmetrics), Como, Italie, 27-30 septembre.
- GENTLEMAN, J. G., B. P. WILL et M. C. WOLFSON, 1991. «A Microsimulation Submodel for Lung Cancer». In *Proceedings of the Statistical Computing Section of the American Statistical Association*, 1991 Joint Statistical Meetings, Atlanta, Georgia. À paraître.
- GUNNING-SCHEPERS, L. J., J. J. BARENDREGT et P. J. VAN DER MAAS, 1989. «Population Interventions Reassessed», *The Lancet*, 4 mars, 479-481.
- GUNNING-SCHEPERS, L., 1988. *The Health Benefits of Prevention: A Simulation Approach*. Rotterdam, Erasmus Universiteit, Instituut Maatschappelijke Gezondheidszorg.
- HARTUNIAN, N. S., C. N. SMART et M. S. THOMPSON, 1981. *The Incidence and Economic Costs of Major Health Impairments*. Lexington Books.
- HAYES, B., 1989. *Alternative Methodologies for Life-Cycle Simulations of the Incidence of Taxation and Benefit Systems*. London School of Economics, Taxation, Incentives and the Distribution of Income Programme, Discussion Paper Number TIDI/137/October 1989.
- HEALTH AND WELFARE CANADA, 1988. *Canada's Health Promotion Survey, Technical Report* (I. ROOTMAN, R. WARREN, T. STEPHENS et L. PETERS, éd.). Ottawa, Approvisionnement et Services Canada.
- HEALTH AND WELFARE CANADA, 1989. *Evalu*Life Manual*. Health Services and Health Promotion Branch, Health Promotion Directorate, mai.
- HILL, G., 1989. Correspondance personnelle.
- KAPLAN, R. M., et J. W. BUSH, 1982. «Health Related Quality of Life Measurement for Evaluation Research and Policy Analysis», *Health Psychology*, 1, 61-80.
- KATZ, S., L. G. BRANCH et M. H. BRANSON, 1983. «Active Life Expectancy», *New England Journal of Medicine*, 309, 1218-1224.

- LOEWY, J. W., A. S. KAPADIA, B. HSI et B. R. DAVIS, 1989. «Statistical Methods Which Distinguish Between Attributes of Assessment: Prolongation of Life vs. Quality of Life». Communication présentée au Joint Statistical Meetings, American Statistical Association, Washington, D. C., août.
- LOOMES, G., et L. MCKENZIE, 1989. «The Use of QALYs in Health Care Decision Making», *Social Science and Medicine*, 28, 4, 299-308.
- MANTON, K., et E. STALLARD, 1990. «Cross-sectional Estimates of Active Life Expectancy for the U.S. Elderly and Oldest-Old Populations», *Journal of Gerontology*, mai.
- MARMOT, M. G., 1986. «Social Inequalities in Mortality: The Social Environment». In R. G. WILKINSON, éd. *Class and Health: Research and Longitudinal Data*. Londres, Tavistock Press, 21-33.
- MEHREZ, A., et A. GAFNI, 1989. «Quality-adjusted Life Years, Utility Theory, and Healthy-years Equivalents», *Medical Decision Making*, 9, 142-142.
- NAKAMURA, A., et M. NAKAMURA, 1978. «On Microanalytic Simulation and its Application in Population Projection», *Journal of the Operational Research Society*, 29, 4, 349-360.
- PICOT, G., 1989. «Modelling the Lifetime Employment Patterns of Canadians». In J. LÉGARE, T. R. BALAKRISHNAN et R. P. BEAUJOT, éd. *The Family in Crisis: A Population Crisis? Proceedings of a Colloquium organized by the Federation of Canadian Demographers and Sponsored by the Royal Society of Canada*, Université d'Ottawa, novembre.
- POMMIER, P., 1981. «Social Expenditure: Socialization of Expenditure? The French Experience with Satellite Accounts», *Review of Income and Wealth*, décembre.
- ROBINE, J.-M., 1986. *Disability-Free Life Expectancy, General Indicators of the Health of Populations*. Québec, Conseil des affaires sociales et de la famille, rapport scientifique.
- ROSSER, R. M., et P. KIND, 1978. «A Scale of Valuations of States of Illness: Is There a Social Consensus», *International Journal of Epidemiology*, 7, 247-358.
- ROWE, G., 1989. «Event History Analysis of Marriage and Divorce in Canada». In *Proceedings of the Statistics Canada Symposium on the Analysis of Data in Time*, octobre, Ottawa.
- ROWE, G., et M. C. WOLFSON, 1990. «Biased Divorce: Validation of Marital Status Life Tables and Microsimulation Models». Communication présentée à la Commission des Nations-Unies pour l'Europe, Seminar on Demographic and Economic Consequences and Implications of Changing Population Age Structure, Ottawa, Canada, 24-28 septembre.
- SPASOFF, R. A., I. W. McDOWELL, P. A. WRIGHT et G. C. DUNKLEY, 1982. «The Canadian Risk Factor Review Project». In *Proceedings of the 17th Annual Meeting of the Society of Prospective Medicine*. Bethesda, Maryland: Society of Prospective Medicine, 36-44.
- STATISTIQUE CANADA et MINISTÈRE DE LA SANTÉ DE L'ONTARIO, 1989. *Ontario Health Survey Information Manual*. Ottawa.

- STATISTIQUE CANADA, 1988. *Health and Activity Limitation Survey User's Guide*. Ottawa.
- TEILLET, P., 1988. «A Concept of Satellite Accounts in the Revised SNA», *Review of Income and Wealth*, décembre.
- TORRANCE, G. W., 1987. «Utility Approach to Measuring Health-Related Quality of Life», *Journal of Chronic Diseases*, 40, 6.
- VAUPEL, J. W., et A. I. YASHIN, 1986. «Targeting Lifesaving: Demographic Linkages between Population Structure and Life Expectancy», *European Journal of Population*, 2, 335-360.
- WEINSTEIN, M. C., et al., 1987. «Forecasting Coronary Heart Disease Incidence, Mortality, and Cost: The Coronary Heart Disease Policy Model», *American Journal of Public Health*, 77, 11, et communication personnelle.
- WIGLE, D. T., T. WONG, R. LANE et Y. MAO, 1989. «The Economic Burden of Chronic Diseases in Canada». Communication présentée à la First National Conference on Chronic Diseases in Canada—Challenges and Opportunities, Toronto, 20-21 avril.
- WILK, M. B., 1991. *Health Information for Canada*. Report of the National Task Force on Health Information, R. H. Coats Building 24A, Ottawa, K1A 0T6.
- WILKINS, R., et O. B. ADAMS, 1983. *Healthfulness of Life*. Montréal, Institute for Research in Public Policy.
- WOLFSON, M. C., 1989. «Divorce, Homemaker Pensions, and Lifecycle Analysis», *Population Research and Policy Review*.
- WOLFSON, M. C., 1991. «A System of Health Statistics—Toward a New Conceptual Framework for Integrating Health Data», *Review of Income and Wealth*, mars.
- WOLFSON, M. C., 1992. «A Template for Health Information». Computer animated/graphics presentation to the Conference of Deputy Ministers of Health, Winnipeg, 29 novembre 1990. *World Health Organization Statistical Quarterly*, mars, à paraître.
- WOLFSON, M. C., et N. BIRKETT, 1989. «POHEM and an Exploration of CHD». Communication présentée à la First Annual Canadian Epidemiology Conference, août, Ottawa.
- WOLFSON, M. C., G. ROWE, J. GENTLEMAN et M. TOMIAK, 1992. «Career Earnings and Death: A Longitudinal Analysis of Older Canadian Men», *Journal of Gerontology*, à paraître.

RÉSUMÉ — RESUMEN — SUMMARY

WOLFSON Michael C. — POHEM : UNE APPROCHE INÉDITE POUR L'ESTIMATION DE L'ESPÉRANCE DE VIE CORRIGÉE EN FONCTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Cet article présente une méthode générale pour estimer l'espérance de vie des individus redressée en fonction des variations de l'état de santé; cette méthode peut être désignée comme le modèle de santé de la population POHEM. Nous abordons des notions comme l'espérance de vie sans incapacité et examinons la méthodologie des tables de survie, sur laquelle reposent les indices de ce genre. La méthode de microsimulation POHEM permet de contourner les difficultés liées à ces indices et aux méthodes par lesquelles ils sont calculés. Nous présentons des résultats expérimentaux tirés de POHEM et faisons valoir que cette méthode n'est pas extrêmement complexe. Beaucoup de pays pourraient s'en servir pour calculer, à partir de données déjà connues, des indices d'espérance de vie redressée en fonction de l'état de santé. En outre, POHEM présente les caractéristiques nécessaires pour intégrer toute une série de données sur la santé et produire un groupe d'indices de santé majeurs.

WOLFSON Michael C. — POHEM—A NEW APPROACH TO THE ESTIMATION OF HEALTH STATUS ADJUSTED LIFE EXPECTANCY

This paper describes a general methodology for estimating life expectancy adjusted for variations in health status during the course of individuals' lifetimes—the population health model, POHEM. Measures such as "disability-free life expectancy" and the life table methodology on which these kinds of indices are based are considered. The restrictions embodied in such measures and their underlying methodologies can be conveniently avoided with the POHEM microsimulation approach. Prototypical outputs of POHEM are presented, and it is argued that the POHEM methodology is not unduly complex. Many countries could use it to generate health status adjusted life expectancy indices given already available data. Moreover, POHEM provides a framework for integrating a range of health data and for producing a family of important health indices.

WOLFSON Michael C. — POHEM : UN ENFOQUE INEDITO PARA ESTIMAR LA ESPERANZA DE VIDA REVISADA EN FUNCION DEL ESTADO DE SALUD

El presente artículo presenta una metodología general para estimar la esperanza de vida de los individuos, rectificada en función de las variaciones del estado de salud ; se le designa como el modelo de salud de la población POHEM. Se abordarán nociones tales como «esperanza de vida sin incapacidad», y se examinará la metodología de las tablas de sobrevivencia en la cual se basan este tipo de índices. Este método de microsimulación permite evitar las dificultades inherentes a dichos índices, así como a las formas de calcularlos. Se presentarán resultados experimentales de POHEM, y se demostrará que esta metodología no resulta demasiado compleja. Muchos países podrían usarla para calcular, a partir de datos disponibles, índices de esperanza de vida rectificada en función del estado de salud. Además, POHEM tiene todas las características para integrar toda una serie de datos sobre la salud, y producir un conjunto importante de índices sobre la salud.