A B R É G É

Cette étude prospective a pour but de déterminer si certains indices de santé globale peuvent prédire la mortalité dans un échantillon représentatif de personnes âgées comportant trois strates d'âge, après ajustement selon le sexe. L'échantillon effectif, équilibré selon l'âge et le sexe, s'établit à 559 sujets. Pour mesurer la santé, les sujets ont été interrogés à l'aide d'entrevues structurées. L'incidence cumulée des décès a ensuite été enregistrée mensuellement sur une période de six ans. Le modèle multivarié de Cox a été utilisé pour exprimer le risque relatif de décès chez ces trois cohortes d'âge, les indices de santé globale servant de prédicteurs. Les résultats indiquent que ces indices prédisent de façon significative l'événement décès mais uniquement dans la tranche des 65 à 72 ans. Plusieurs hypothèses sont évoquées pour expliquer ce phénomène : une réaction psychologique d'ajustement à la maladie, l'intériorisation de normes sociales prescrites, un effet de cohorte et de survie.

A B S T R A C T

The objective of this prospective study was to determine if certain global health indicators can predict the occurrence of mortality in a representative sample of the elderly in three age strata, after adjusting for sex. The sample, matched for age and sex, comprised 559 subjects. Structured interviews based on the OARS and SMAF were used to assess health. The cumulative number of deaths per month was then recorded over a six-year period. Cox's multivariate model was used to express the relative mortality risk among these three age cohorts using the overall health indicators as predictors. The results indicate that these indicators are significant predictors of mortality only in the 65-72 age group. Several hypotheses are presented to explain this phenomenon: psychological adjustment to illness, internalization of prevailing social norms, or a cohort and survival effect.

Les indices de santé globale comme prédicteurs de la mortalité chez les personnes âgées : une étude prospective de six ans

Richard Lefrançois, PhD, Marise Lapointe, MA

De nombreuses études ont démontré que la santé perçue, dite auto-déclarée, prédit la probabilité de survie^{1,2} ou de maintien de l'autonomie³ avec autant de puissance que d'autres indices s'appuyant sur un diagnostic clinique.⁴ La plupart de ces études rapportent des corrélations ou des niveaux de risque élevés avec l'incidence de la mortalité,⁵⁻¹⁰ même en contrôlant pour les problèmes de santé, la dépression ou les incapacités fonctionnelles.^{5,7,11}

Or, dans quelle mesure différents indices de santé globale permettent-ils de prédire, chez les sujets âgés, la survenue d'un événement critique comme la mortalité ? C'est à l'examen de cette question qu'est consacrée la présente étude. Plus spécifiquement, elle tente de clarifier la problématique suivante : Dans quelle mesure les indices de santé globale fréquemment utilisés dans la recherche gérontologique permettent-ils de prédire l'incidence du décès sur une période de six ans ?

MÉTHODE

Une étude prospective a été réalisée pour examiner ces questions. Amorcée en 1988 (collecte complétée en 1989), le dispositif comprenait initialement un échantillon aléatoire de 601 sujets, équilibré par strates d'âge (65-72, 73-78, 79+ ans) et selon le sexe, de façon à augmenter la puissance sta-

tistique. Deux aires d'échantillonnage ont été ciblées : urbaines (Montréal et Sherbrooke) et rurales (Estrie).

Étaient admissibles les francophones des deux sexes, âgés de 65 ans et plus, lucides et résidant dans l'une des deux zones désignées. La sélection des sujets s'est effectuée à partir des listes électorales municipales jusqu'à l'obtention des quotas requis dans chacune des strates. Des comparaisons avec les données de Statistique Québec 1986 sur certaines variables socio-démographiques (scolarité, statut civil, revenu) indiquent que les sujets sont représentatifs de l'ensemble de la population québécoise. La collecte des données s'est déroulée par entrevue dirigée au domicile des répondants ou en maison d'hébergement (p. hébergées = 88). En tout, 15 interviewers, la plupart étudiants à la maîtrise, ont été affectés sur le terrain. Le protocole d'interview comprenait des instruments de mesure sur la santé et d'autres thèmes non analysés ici, dont l'actualisation de soi.¹²

La codification des variables de stratification et d'autres composantes socio-démographiques figure au tableau I. Le statut de santé a été évalué à l'aide du OARS (*Older American Resources and Services*) développé à l'Université Duke. L'instrument comprend des questions sur les problèmes de santé, la consommation de médicaments, l'utilisation des services de soins et la santé perçue (par le sujet et par l'interviewer). Une particularité de l'OARS est de confier à l'interviewer le soin de coter le sujet d'après les informations fournies aux questions et suivant des consignes précises. L'échelle ordinale comprend six classes de condition physique (1 = excellente; 2 = bonne; 3 = légèrement déficiente; 4 = moyennement déficiente; 5 = fortement déficiente; 6 =

Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke
Les demandes de reproduction doivent être adressées à : Dr Richard Lefrançois, Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke, 1036, rue Belvédère Sud, Sherbrooke, Québec J1H 4C4. Tél : 819-829-7145

Cette recherche a été rendue possible grâce à des subventions de la Direction générale des programmes de subvention nationale au bien-être social (#4554-29-2) et du Conseil de la recherche en sciences humaines du Canada (#492-86-0003).

complètement déficiente). Les deux dernières catégories ont été fusionnées vu le nombre restreint de réponses dans la catégorie six. Plusieurs épreuves ont confirmé la validité et la fiabilité de l'OARS.¹³⁻¹⁵ En outre, une étude de fiabilité interjuges et intra-juge rapporte un niveau de concordance des cotes satisfaisant, les valeurs Kappa étant significatives.¹⁶

Le Système de mesure de l'autonomie fonctionnelle (SMAF), qui comprend 29 éléments, mesure les capacités de l'individu de fonctionner normalement dans cinq secteurs de la vie courante, conformément aux recommandations de l'Organisation mondiale de la Santé : les soins personnels ou activités de la vie quotidienne (AVQ), la mobilité, les fonctions de communication, les fonctions mentales et les tâches domestiques.¹⁷ Chaque fonction est évaluée d'après une échelle à quatre degrés : 0 = autonomie complète; 1 = besoin de stimulation ou de surveillance; 2 = nécessité de l'aide; 3 = perte d'autonomie complète. Le SMAF a fait l'objet d'une épreuve de fiabilité.¹⁸ La concordance inter-juge varie de 61 % à 93 % avec un Kappa significatif à $p < 0,01$.

La seconde phase de collecte de données, complétée six ans plus tard (70 mois), visait l'identification des personnes

TABLEAU I
Incidence cumulée de mortalité et âge moyen au décès
selon certaines caractéristiques initiales

Variables	Total N	%	Sujets décédés n	P*	Âge au décès X (é.t.)
Sexe					
Homme	279	17,9	50	<0,21	79,9 (±6,4)
Femme	280	13,7	38		80,8 (±6,9)
Âge initial (ans)					
65-72	191	11,5	22	<0,02	73,2 (±2,3)
73-78	183	14,2	26		80,0 (±2,1)
79+	185	21,6	40		88,2 (±3,4)
Niveau d'éducation					
0 - 7 ans	231	17,7	41	<0,55	81,2 (±6,8)
8 - 12 ans	185	14,1	26		80,4 (±6,6)
13 ans et plus	143	14,7	21		79,0 (±6,3)
Statut civil					
Marié(e)	296	13,9	41	<0,25	79,0 (±6,1)
Veuf(ve)	195	20,0	39		82,8 (±7,1)
Séparé(e)/divorcé(e)	18	11,1	2		78,7 (±5,6)
Célibataire	49	12,2	6		80,1 (±6,3)
Milieu de résidence					
Urbain	439	16,9	74	<0,22	80,3 (±6,7)
Rural	120	11,7	14		80,5 (±6,5)
TOTAL	559	15,7	88		80,4 (±6,7)

* Test du Chi carré.

décédées au cours de la période d'observation. Cette information a été obtenue auprès de la Régie de l'assurance-maladie du Québec. Seuls les sujets pour lesquels nous ne possédions pas suffisamment d'informations sur le profil de santé en 1989 et les perdus-de-vue ont été retranchés. L'étude porte donc sur 559 sujets et s'appuie sur des informations complètes. La source

d'information assure une grande validité aux renseignements (date de décès) comparativement à d'autres méthodes (p. ex. informations auprès des proches). Un dernier avantage du dispositif de recherche concerne les dates d'origine et de point qui sont identiques pour tous les sujets.

L'interprétation des données repose sur la notion de risque relatif qui exprime le

TABLEAU II
Incidence cumulée de mortalité et risque relatif de décès à six ans d'après
certains indicateurs de santé par groupe d'âge. Ajustement selon le sexe

Indicateurs de santé	N 1989	% 1989	Décédés 1995	RR (Cox) 65-72 n = 191	RR (Cox) 73-78 n = 183	RR (Cox) 79+ n = 185
Maladies						
Aucune maladie	91	16,3	12,1	Réf.	Réf.	Réf.
Prévalence de maladie	468	83,7	16,5	3,08 (0,72 - 13,26)	1,16 (0,35 - 3,86)	0,76 (0,32 - 1,83)
Santé évaluée (OARS)†						
Excellente ou bonne	237	42,9	10,1	Réf.	Réf.	Réf.
Déficience légère	197	35,5	16,2	3,28 (0,97 - 11,06)	1,53 (0,53 - 4,42)	1,25 (0,61 - 2,58)
Déficience moyenne ou forte	119	21,5	26,1	7,93 (2,45 - 25,63)	4,98 (1,86 - 13,37)	0,99 (0,43 - 2,29)
Santé auto-perçue						
Excellente	148	26,5	12,2	Réf.	Réf.	Réf.
Bonne	283	50,6	14,5	6,10 (0,79 - 47,28)	1,00 (0,34 - 2,93)	0,98 (0,47 - 2,03)
Passable	109	19,5	22,0	10,98 (1,34 - 89,45)	3,05 (1,04 - 8,94)	0,86 (0,34 - 2,21)
Mauvaise	19	3,4	26,3	21,98 (2,26 - 214,17)	2,62 (0,30 - 22,49)	0,65 (0,08 - 4,65)
Santé évaluée						
Excellente	140	25,8	6,9	Réf.	Réf.	Réf.
Bonne	272	48,8	17,3	2,00 (0,81 - 4,98)	1,62 (0,52 - 5,03)	1,80 (0,74 - 4,40)
Passable	120	21,5	20,8	3,90 (1,09 - 13,98)	2,24 (0,68 - 7,46)	1,40 (0,50 - 3,92)
Mauvaise	22	3,9	27,3	Nc*	4,93 (0,90 - 26,94)	0,78 (0,08 - 5,03)
Incapacités (AVQ)						
Sans incapacité	439	78,5	15,3	Réf.	Réf.	Réf.
Avec incapacité (1 ou +)	134	21,5	17,5	1,84 (0,67 - 5,04)	1,20 (0,48 - 3,01)	0,85 (0,42 - 1,76)
Âge				Réf.	1,28 (0,72 - 2,26)	2,03 (1,21 - 3,42)
Total (%)	559	100,0	15,7			

* n'a pu être calculé, vu l'absence de décès dans cette catégorie.

† RR en considérant l'âge comme variable continue.

facteur par lequel le risque de décès est multiplié en présence du facteur d'exposition, celui considéré ici étant l'état de santé globale. Le modèle multivarié de Cox a été employé pour exprimer l'incidence instantanée de mortalité d'après les facteurs de risque étudiés. Cette méthode, qui tient compte du délai de survenue de l'événement, autorise l'ajustement et la prise en compte simultanée de plusieurs facteurs explicatifs. Pour construire les tracés graphiques, la méthode de Kaplan-Meier a été utilisée (hommes et femmes réunis) pour faciliter la comparaison des modalités d'un facteur de risque. Le postulat concernant la proportionnalité du risque en fon-

tion du temps a été vérifié à partir d'un test sur le parallélisme des courbes.

RÉSULTATS

Parmi les 559 sujets suivis longitudinalement, 88 (15,7 %) sont décédés au cours de la période d'observation de six ans. Comme il fallait s'y attendre, l'incidence de mortalité croît en fonction de l'âge ($p < 0,02$), l'âge moyen au décès s'établissant à 80,4 ($\pm 6,7$) ans.

Les analyses univariées ne révèlent aucune différence statistiquement significative selon le décès en regard des autres caractéristiques socio-démographiques exa-

minées. Il a été décidé toutefois d'ajuster selon le sexe les risques relatifs présentés plus loin, compte tenu du phénomène de la surmortalité masculine. Les sous-groupes ayant enregistré la plus forte incidence cumulée de mortalité sont constitués des hommes, des personnes sous-scolarisées, de veufs ou veuves et des personnes résidant en milieu urbain. Il faut toutefois noter que la longévité est supérieure chez les veufs (84,8 ans) et les veuves (82,2 ans) ainsi que chez les sujets sous-scolarisés (81,2 ans).

Le tableau II rapporte l'incidence cumulée des décès pour les différentes mesures de santé globale ainsi que le risque relatif conditionnel selon le groupe d'âge, avec ajustement selon le sexe (modèle de Cox). Les risques relatifs significatifs apparaissent en caractère gras. On remarque que seulement 12 % des sujets n'ayant déclaré aucune maladie sont décédés sur une période de six ans, ce qui représente 11 individus. Les estimations suggèrent que les indices de santé globale prédisent l'incidence instantanée de mortalité, notamment chez les sujets dont la santé était déficiente en 1989.

La seconde observation concerne l'effet différentiel de l'âge sur l'incidence de mortalité. L'analyse révèle un effet d'interaction important attribuable au facteur âge : bien que le risque de mortalité soit plus élevé chez ceux en moins bonne santé en 1989, l'association entre les indices de santé globale et le risque de décès est plus faible chez les 72 à 78 ans et disparaît complètement (non significatif) chez les 79 ans et plus. Bien que l'étendue de certains intervalles de confiance soit élevée, sans doute en raison de faibles effectifs, il demeure que cette même tendance s'observe pour tous les indices touchant spécifiquement la santé. Seule la sous-échelle des AVQ (SMAF) ne permet pas de prédire la mortalité pour l'ensemble des sujets, quel que soit le groupe d'âge.

Les analyses ont aussi permis de déceler que le facteur «santé» obtient un meilleur coefficient de prédiction que le facteur «âge», ce dans toutes les strates. En outre, le risque de décès associé aux différentes mesures de la santé se maintient même en contrôlant pour la prévalence des maladies. Après ajustement sur le sexe, l'OARS cons-

tituerait l'indice pouvant le mieux prédire le risque de décès, mais uniquement dans les deux strates d'âge inférieures de l'échantillon (<79 ans). La santé évaluée par l'interviewer, suivie de près par la santé subjective, prédit l'incidence de mortalité mais principalement chez les 65 à 72 ans. L'inspection des trois courbes de survie (Kaplan-Meier) permet de visualiser l'effet différentiel de la santé sur l'incidence de mortalité en fonction de l'âge, hommes et femmes confondus. Nous produisons ici uniquement les tracés se rapportant à la santé perçue, bien que des tracés similaires s'observent pour les autres indices de santé.

DISCUSSION

Les indices de santé utilisés dans cette étude sont aptes à prédire la mortalité sur une période de six ans, mais uniquement chez les sujets les plus jeunes. Un effet d'interaction a été détecté impliquant le facteur âge. Il a été constaté que le risque relatif de mortalité, après ajustement sur le sexe, est plus élevé chez ceux dont le statut de santé était précaire en 1989, mais que le risque s'atténue progressivement à mesure de l'avance en âge. L'observation majeure de cette étude est que chez les 79 ans et plus, l'évaluation de la santé réalisée six ans plus tôt ne prédit pas l'événement mortalité.

Plusieurs scénarios peuvent être évoqués pour interpréter ce phénomène. Ainsi, des chercheurs affiliés à l'étude longitudinale de Duke ont signalé que les personnes âgées se représentaient leur santé de manière plus optimiste que les médecins les ayant examinées.⁵ Par ailleurs, l'étude longitudinale de Bonn a révélé que 51 % des personnes de 70 à 75 ans évaluaient plus positivement leur santé physique que les médecins les ayant auscultées, comparativement à 41 % chez les 60 à 65 ans. Il a été suggéré que les personnes âgées pourraient s'acclimater à certaines maladies et aux mécanismes ou processus altérant leur condition de santé. Certains individus seraient portés à considérer normal l'apparition de symptômes liés à la maladie, d'où une réponse émotive plus faible,¹⁹ voire une désensibilisation résultant de l'expérience accumulée avec les épisodes de maladie.

Figure 3. Proportion cumulative de survivants (Kaplan-Meier) selon la santé perçue (79 ans et plus)

D'un point de vue sociologique, ces réactions pourraient illustrer le phénomène de la prescription des conduites en vertu des normes sociales et l'intériorisation des valeurs dominantes modulant les conduites de santé (p. ex. valeurs religieuses). Par comparaison à des cohortes plus jeunes, les aînés seraient induits à relativiser leur condition physique, à minimiser l'impact de certains signes de détérioration de la santé ou les états physiologiques associés. *A contrario* certains individus auraient tendance à adopter le statut de malade pour y retirer des gratifications, notamment de la compassion ou de l'attention.

Une seconde hypothèse soumet que les individus de 80 ans et plus seraient caractérisés par des conceptions et des comportements de santé sensiblement distincts de ceux manifestés chez les groupes plus jeunes (effet de cohorte). Bien que le système de santé se soit considérablement amélioré au cours des dernières décennies, il est probable que les personnes plus âgées soient demeurées fidèles à certaines attitudes ou pratiques de santé antérieurement acquises, par exemple les modes et habitudes de vie, les modèles de consommation médicale et les représentations de la maladie.

Il est toutefois difficile d'avaliser ces explications puisque les observations faites dans la présente étude ne s'appliquent pas qu'à la santé perçue mais aussi à d'autres indices plus objectifs. De notre point de

vue, le phénomène constaté semble plutôt confirmer les résultats de travaux indiquant une efficacité moindre des prédicteurs habituels de mortalité chez les 80 ans et plus. Ainsi Dontas et al.²⁰ ont noté qu'à partir de 80 ans, certains facteurs de risque de mortalité s'atténuaient considérablement (p. ex. le tabagisme), voire s'inversaient (p. ex. une hypocholestérolémie de <5,9 mmol. constitue un sur-risque). Une autre étude a rapporté que le risque de mortalité due à l'hypertension tendait à diminuer progressivement à partir de 65 ans.²¹

L'inefficacité des indices de santé globale pour prédire l'événement décès dans la cohorte des 79 ans et plus, et dans une certaine mesure chez les 72 à 78 ans, peut recevoir plusieurs autres interprétations. Selon la thèse de la compression de la morbidité,²² les causes exogènes de mortalité s'éliminent à un âge avancé pour faire place aux causes génétiques.²³ L'effet de survie peut également servir d'explication. Il est en effet plausible que les personnes particulièrement aptes à résister aux maladies, ou génétiquement avantagées, occupent en plus grand nombre la cohorte d'âge supérieure du fait que les sujets plus vulnérables sont décédés. Elles surreprésenteraient ainsi la cohorte des 80 ans et plus. Les personnes ayant survécu dans leur cohorte respective se distingueraient par exemple au niveau de l'appartenance sociale, du revenu et de la scolarité, ce qui

se traduirait par des comportements de santé susceptibles d'induire une meilleure espérance de vie.

Les indices de santé demeurent utiles pour dépister les sujets à risque et identifier les sous-groupes vulnérables, dans une optique d'intervention à court terme ou de prévention secondaire. D'autres études comparatives comportant des effectifs plus nombreux et couvrant une plus longue période aideront sans doute à mieux éclairer cette question.

Des réserves méthodologiques doivent cependant être relevées avant de tirer des conclusions trop hâtives. Une puissance statistique accrue aurait été souhaitable ainsi qu'une période de suivi plus longue. Il faut aussi souligner la possibilité de biais d'information, dont les renseignements sur la santé fournis aux interviewers. Enfin, une reproduction permettrait d'attester les résultats obtenus. En conclusion, la prudence s'impose lorsqu'il s'agit d'interpréter des indices d'évaluation globale de la santé, notamment pour prédire la mortalité chez des sujets très âgés.

BIBLIOGRAPHIE

1. Rakowski W, Fleichman JA, Mor V, Bryant SA. Self-assessments of health and mortality among older persons. *Res Aging* 1993;15(1):92-116.
2. Idler EL. Age difference in self-assessments of health: Age change, cohort differences, or survivorship? *J Gerontol* 1993;48(6):S289-S293.
3. Palmore EB, Burchett BM. Predictors of disability in the final year of life. *J Aging Health* 1997;9(3):283-97.
4. Maddox GL, Douglas E. Self-assessment of health: A longitudinal study of elderly subjects. *J Health Soc Behav* 1973;14:87-93.
5. Idler EL. Self-assessed health and mortality: A review of studies. In: Maes S, Leventhal H, Johnson M (Eds.), *International Review of Health Psychology*. New York: Wiley, 1992;33-54.
6. Idler EL, Stanislav VK, Lemke JH. Self-evaluated health and mortality among the elderly in New Haven, Connecticut, and Iowa and Washington Counties, Iowa, 1982-1986. *Am J Epidemiol* 1990;131:91-93.
7. Rakowski W, Mor V, Hiris J. The association of self-rated health with two-year mortality in a sample of elderly from the Longitudinal Study of Aging (1984-1986). *J Aging Health* 1991;3:527-45.
8. Leung KK, Tang LY, Lue BH. Self-rated health and mortality in Chinese institutional elderly persons. *J Clin Epidemiol* 1997;50(10):1107-16.
9. Miilunpalo S, Vuori I, Oja P, et al. Self-rated health status as a health measure: The predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population. *J Clin Epidemiol* 1997;50(5):517-28.
10. McCallum J, Shadbolt B, Wang D. Self-rated health and survival: A 7-year follow-up study of Australian elderly. *Am J Public Health* 1994;84(7):1100-5.
11. Kaplan G, Barell V, Luski A. Subjective state of health and survival in elderly adults. *J Gerontol* 1988;43:S114-S120.
12. Lefrançois R, Leclerc G, Poulin N. *Vieillesse actualisée et santé*. Graspa, Sherbrooke : Université de Sherbrooke, 1992.
13. Morris WW, Boutelle S. Multidimensional functional assessment in two modes. *The Gerontologist* 1985;25(6):638-44.
14. George LK, Fillenbaum GG. OARS methodology: A decade of experience in geriatric assessment. *J Am Geriatr Soc* 1985;33(9):607-16.
15. Fillenbaum GG, Smyer MA. The development, validity, and reliability of the OARS multidimensional functional assessment questionnaire. *J Gerontol* 1981;36(4):428-34.
16. Lefrançois R, Leclerc G, Poulin N. Étude de fiabilité de la version française du MFAQ (santé physique). *La Revue canadienne du vieillissement* 1995;14(3):525-36.
17. Hébert R, Carrier R, Bilodeau A. Le système de mesure de l'autonomie fonctionnelle (SMAF). *La Revue de gériatrie* 1988;13(4):161-67.
18. Desrosiers J, Bravo G, Hébert R, Dubuc N. Reliability of the revised functional autonomy measurement system (SMAF) for epidemiological research. *Age Ageing* 1995;24(5):402-6.
19. Leventhal EA. Aging and the perception of illness. *Research on Aging* 1984;6:119-35.
20. Dontas AS, Toupadaki N, Tzonou A, Kasviki-Charvati P. Survival in the oldest old. *J Aging Health* 1996;8(2):220-37.
21. Barrett-Connor E, Wingard DL. Cholesterol and mortality: Thirty years of follow-up from the Framingham study. *J Am Med Assoc* 1991;257:2176-80.
22. Fries JF. Aging, natural death, and the compression of morbidity. *N Engl J Med* 1980;303:130-35.
23. Nusselder WJ, Mackenbach JP. Rectangularization of the survival curve in the Netherlands, 1950-1992. *Gerontologist* 1996;36(6):773-82.

Reçu : 3 février 1998
 Accepté : 31 juillet 1998

McGill University

1999 Montréal Summer School in Public Health

14th Summer Programme in Epidemiology & Biostatistics

MAY SESSION

May 3 to May 28, 1999

Courses include: Inferential Statistics; Health Care Technology Assessment; Evidence-Based Medicine; Clinical Epidemiology; Epidemiology: Principles and Methods; Practicum in Public Health; Cancer Epidemiology.

JUNE SESSION

May 31 to June 25, 1999

Courses include: Pharmacoepidemiology; Protocol Development; Epidemiology and Environmental Risk Assessment; Analysis of Multivariable Data.

For more information on the Summer Programme, please contact: Coordinator, Annual Summer Programme, Dept. of Epidemiology & Biostatistics, McGill University, Tel: 514-398-3973, Fax: 514-398-4503
 Internet: www.epi.mcgill.ca, E-mail: summer@epid.lan.mcgill.ca