

Soutien social et mortalité chez les personnes âgées

Kathryn Wilkins

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit l'effet du soutien social sur la mortalité chez les personnes âgées au Canada.

Source des données

L'analyse se fonde sur des données longitudinales de la composante des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) recueillies auprès de 2 422 personnes qui avaient 65 ans et plus en 1994-1995. Le statut vital et la date du décès ont été déterminés d'après des données recueillies en 2000-2001.

Techniques d'analyse

Des modèles multivariés à hasards proportionnels ont permis d'étudier les associations entre quatre indicateurs du soutien social (état matrimonial; contacts sociaux; participation aux activités d'organismes ou d'associations; soutien émotionnel perçu) mesurés en 1994-1995 et la survenue du décès entre ce moment et 2000-2001. L'analyse a été réalisée séparément pour les hommes et pour les femmes.

Principaux résultats

Lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge, du statut socioéconomique, du stress, des comportements liés à la santé et de l'état de santé physique et(ou) mentale, l'analyse ne révèle aucun lien entre le soutien social et la mortalité chez les femmes, mais elle témoigne toutefois de l'existence d'un tel lien chez les hommes. Le risque de décès plus hâtif est 40 % plus faible chez les hommes mariés que chez leurs homologues non mariés. La participation aux activités de divers organismes réduit aussi la probabilité d'un tel risque chez les hommes.

Mots-clés

État matrimonial, décès, étude longitudinale, enquête sur la santé.

Auteur

Kathryn Wilkins (613) 951-1769; kathryn.wilkins@statcan.ca travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Alors que plusieurs membres de la génération du baby boom approchent de la retraite, la proportion de personnes âgées dans la population canadienne est sur le point d'augmenter spectaculairement. Selon les projections, en 2016, une personne sur six aura 65 ans et plus; en 2001, le rapport était de une sur huit¹. L'accroissement considérable de l'espérance de vie des personnes âgées a contribué à cette augmentation. Les hommes qui avaient 65 ans en 1996 pouvaient s'attendre à vivre 16 années supplémentaires et leurs homologues féminins, presque 20 années supplémentaires².

La santé physique et le statut socioéconomique ne sont pas les seuls facteurs qui influent sur la longévité des personnes âgées. Au cours des deux dernières décennies, de nombreuses études ont révélé que les personnes dont les liens sociaux sont faibles courent un plus grand risque que les autres de mourir plus hâtivement, même si l'on tient compte de l'effet de l'âge, des limitations physiques, de la maladie et du statut socioéconomique³⁻¹⁶.

Source des données

L'article porte sur les hommes et les femmes âgés de 65 ans et plus qui faisaient partie de la population à domicile des 10 provinces en 1994-1995. Les données proviennent de la composante longitudinale de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre la population à domicile et les personnes qui résident en établissement de santé dans les provinces et les territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale.

Pour la population à domicile, les données individuelles sont classées dans deux fichiers, à savoir le Fichier général et le Fichier santé. On a recueilli dans le Fichier général des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres des ménages participants. En outre, on a sélectionné au hasard dans chaque ménage participant une personne à laquelle on a demandé de fournir des renseignements détaillés sur sa santé. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les données du Fichier général sur les personnes qui ont fourni ces renseignements détaillés.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale de l'ENSP, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était celle qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général lors des cycles subséquents.

En 1994-1995, les données de l'ENSP ont été recueillies auprès d'un échantillon de 20 725 ménages. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans et plus. Parmi ces personnes, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %. À partir du quatrième cycle, réalisé en 2000-2001, l'ENSP est devenue strictement longitudinale. Du panel original de 17 276 personnes, 957 étaient décédées et 135 avaient été placées en établissement de santé; 13 559 ont été interviewées, ce qui représente un taux de réponse de 84,8 % pour le quatrième cycle. Des renseignements plus détaillés sur le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP figurent dans des rapports déjà publiés au sujet de l'enquête^{17,18}.

Pour les besoins de la présente analyse, on s'est servi, pour calculer les fréquences et produire les totalisations bivariées, des données recueillies auprès de l'échantillon de personnes qui, en 1994-1995, faisaient partie de la population à domicile et avaient 65 ans et plus, et pour lesquelles on disposait de données pour les premier et quatrième cycles, soit 954 hommes et 1 468 femmes (tableaux A et B en annexe). L'analyse multivariée porte sur des données recueillies auprès des participants à l'enquête pour lesquelles aucune réponse ne manquait pour les variables utilisées dans les modèles, soit 804 hommes et 1 303 femmes.

L'examen des données selon le sexe révèle toutefois que la cohérence de la relation entre le soutien social et la mortalité est moins évidente¹⁹. Bien qu'un grand nombre d'études aient jusqu'ici fait état de l'existence de cette relation davantage chez les hommes que chez les femmes, la plupart des études n'examinent pas la situation des hommes et des femmes séparément.

Le présent article, qui est fondé sur des données longitudinales provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), porte sur l'association entre le soutien social et la mortalité chez les personnes âgées au Canada (voir *Source des données, Techniques d'analyse, Définitions et Limites*). Plus précisément, l'analyse vise à vérifier l'hypothèse selon laquelle le soutien social est un prédicteur de la survie chez les personnes de 65 ans et plus faisant partie de la population à domicile. Étant donné les différences entre les relations sociales des hommes

Différences de soutien social selon le sexe

En 1994-1995, parmi les membres de la population à domicile de 65 ans et plus, les hommes étaient beaucoup plus susceptibles que les femmes d'être mariés. Pourtant, le niveau perçu de soutien émotionnel ne variait pas selon le sexe, peut-être parce que les femmes participaient aux activités d'organismes sociaux et entretenaient des contacts sociaux en dehors de leur foyer plus fréquemment que les hommes. Selon des études antérieures, le soutien social augmente pour les femmes après le décès de leur conjoint²⁰ et les femmes bénéficient généralement d'un plus large éventail de sources de soutien émotionnel que les hommes qui ont tendance à dépendre de leur conjointe pour la plupart de leur soutien social^{21,22}.

Soutien social, selon le sexe, population à domicile de 65 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Hommes	Femmes
Marié(e) (%)	76*	45
Participation aux activités d'organismes (moyenne)	3,0*	3,7
Contacts sociaux (moyenne)	4,1*	4,3
Soutien émotionnel (moyenne)	3,6	3,7

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1994-1995

* Valeur significativement différente de celle observée pour les femmes ($p < 0,05$).

et des femmes, l'analyse est ici conduite séparément pour les deux sexes (voir *Différences de soutien social selon le sexe*).

L'analyse s'appuie sur le cadre théorique de Sugisawa²³, qui consolide les travaux d'autres chercheurs. Ce cadre, qui postule que les relations sociales influent sur le risque de mourir par la voie

de l'état de santé physique et des comportements ayant un effet sur la santé, comprend trois ensembles de variables, à savoir les caractéristiques sociodémographiques et les relations sociales, l'état de santé physique et les comportements liés à la santé (variables médiatrices/modifiantes) et, enfin, le décès qui est la variable dépendante. L'analyse se concentre

Mesures du soutien social

Deux catégories ont été définies pour l'état matrimonial. Les personnes qui ont déclaré être mariées, vivre en union libre ou vivre avec un conjoint ou une conjointe ont été classées dans la catégorie des personnes mariées; celles qui ont déclaré être célibataires (jamais mariées), veuves, séparées ou divorcées ont été regroupées dans la catégorie des personnes non mariées.

Pour déterminer la participation aux activités d'organismes, on a posé les questions suivantes :

- Combien de fois avez-vous assisté aux réunions ou participé aux activités de ces groupes (organismes bénévoles ou associations tels qu'un groupe scolaire, un groupe confessionnel, un centre communautaire, une association ethnique, un club social, un regroupement de citoyens ou une société fraternelle) au cours des 12 derniers mois?
- Au cours des 12 derniers mois, sans compter les occasions spéciales (comme les mariages, funérailles ou baptêmes), combien de fois avez-vous assisté à un service religieux ou à une cérémonie du culte?

L'échelle de réponse variait de 0 à 8, la participation étant d'autant plus importante que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, on a défini un score de 0 comme représentant une faible participation; 25 % des participants dans la distribution pondérée entraient dans cette catégorie. Les scores de 1 à 8 ont été considérés comme reflétant une participation importante. Dans l'analyse multivariée, le score a été traité comme une variable continue.

On s'est fondé, pour évaluer les contacts sociaux, sur les réponses aux questions suivantes : Les prochaines questions concernent vos rapports soit en personne, par téléphone, ou par lettre avec les personnes qui ne vivent pas avec vous. Si vous avez eu des rapports avec plus d'une personne dans une catégorie, par exemple, plusieurs sœurs, pensez à celle avec laquelle vous êtes le plus souvent en contact. Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous eu des contacts avec : vos parents ou vos beaux-parents; vos grands-parents; vos filles ou vos belles-filles; vos fils ou vos beaux-fils; vos frères ou vos sœurs; d'autres parents (y compris par alliance); vos amis proches; vos voisins? Les

catégories de réponse étaient : n'en a pas; tous les jours; au moins une fois par semaine; deux ou trois fois par mois; une fois par mois; quelques fois dans l'année; une fois dans l'année; jamais. On a totalisé le nombre de contacts, puis on a divisé le résultat par le nombre de secteurs de réseau existants (par exemple, on a considéré que les grands-parents et les frères ou les sœurs représentent chacun un secteur) qu'on pouvait dénombrer, jusqu'à concurrence de 8. L'échelle de réponse allait de 0 à 6, le nombre de contacts étant d'autant plus élevé que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, on a regroupé dans la catégorie des contacts infréquents les scores de 0 à 3, qui représentaient 20 % des participants dans la distribution pondérée. On a regroupé dans la catégorie des contacts fréquents les scores variant de 4 à 8. Dans l'analyse multivariée, on a utilisé le score comme une variable continue.

Le soutien émotionnel perçu a été mesuré par sommation des réponses à quatre questions :

- Avez-vous un confident ou une confidente, c'est-à-dire quelqu'un à qui vous pouvez parler de vos sentiments ou préoccupations intimes?
- Connaissez-vous quelqu'un sur qui vous pouvez vraiment compter en cas de crise?
- Connaissez-vous quelqu'un sur qui vous pouvez vraiment compter pour des conseils lorsque vous devez prendre des décisions personnelles importantes?
- Connaissez-vous quelqu'un qui vous donne le sentiment d'être aimé(e) et choyé(e)?

Un score de 0 a été attribué à chaque réponse négative et un score de 1 à chaque réponse positive. Les scores ont été totalisés et variaient de 0 à 4, le soutien émotionnel étant d'autant plus important que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, le soutien émotionnel a été classé dans les catégories faible ou élevé, les scores allant de 0 à 3 étant considérés comme soutien faible (23 % de la distribution pondérée) et un score de 4 comme un soutien élevé. Dans l'analyse multivariée, le score est traité comme une variable continue.

Techniques d'analyses

En tout, 2 740 membres des ménages interrogés lors du cycle de 1994-1995 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) avaient 65 ans et plus. De ces personnes, 318 ont été exclues de l'analyse : 55 parce qu'elles n'avaient pas fourni des renseignements complets lors de l'entrevue du premier cycle et 263 parce qu'elles n'avaient pas fourni des renseignements complets ou n'avaient pas répondu lors de l'entrevue du quatrième cycle en 2000-2001. Parmi les 2 422 personnes faisant encore partie de l'échantillon, 1 745 étaient encore en vie et faisaient partie de la population à domicile ou avaient été placées en établissement de santé au moment de l'entrevue du quatrième cycle; 677 (334 hommes et 343 femmes) étaient décédés au quatrième cycle et faisaient partie de la population à domicile ou résidaient dans un établissement de santé au moment de leur décès.

La date du décès de 118 des 677 personnes déclarées décédées était inconnue, parce qu'on n'a pas pu effectuer le couplage de ces données à celles de la Base canadienne de données sur la mortalité de Statistique Canada, couplage qui est normalement réalisé pour tous les participants à l'ENSP qu'on déclare décédés. La plupart de ces personnes (90) avaient eu un contact avec un intervieweur de l'ENSP au troisième cycle (1998-1999) et le décès a été déclaré au quatrième cycle (2000-2001). Pour ces cas, le couplage n'a pas été possible parce que les enregistrements de décès n'étaient pas encore inclus dans la Base canadienne de données sur la mortalité. Pour les 28 autres personnes décédées plus tôt, l'impossibilité de procéder au couplage avec la Base canadienne de données sur la mortalité était due à des divergences dans les données, des données manquantes sur le nom de jeune fille et/ou des retards de réception de l'enregistrement de décès à Statistique Canada.

Pour les 118 personnes décédées pour lesquelles il n'existait pas de date de décès, une date a été déterminée afin de pouvoir les inclure dans l'analyse. Pour calculer l'année du décès, on a ajouté une unité à l'année la plus récente durant laquelle le statut vital « en vie » de la personne avait été déclaré par un intervieweur de l'ENSP. Par exemple, à une personne interviewée pour la dernière fois en 1998-1999 et déclarée décédée lors de l'entrevue du quatrième cycle, on a attribué 1999 comme année du décès. On a fixé le jour et le mois du décès au 1^{er} janvier.

On s'est servi de totalisations bivariées pour examiner la distribution des variables indépendantes pour les hommes et pour les femmes au premier cycle et pour les personnes qui étaient décédées ou qui avaient survécu. Puis, on a calculé les différences entre les proportions pour les variables indépendantes obtenues pour les survivants et les personnes décédées; le niveau de signification a été établi à $p < 0,05$.

L'analyse multivariée à hasards proportionnels a permis d'évaluer l'association entre le soutien social et le moment du décès. Les coefficients du modèle à hasards proportionnels représentent une estimation de l'effet de chaque covariable intégrée dans le modèle sur la survie. Pour les personnes décédées durant la période de suivi, on a mesuré la durée de la survie comme étant le nombre de jours compris entre la date de l'entrevue du premier cycle et celle du décès survenu à un moment donné avant l'entrevue du quatrième cycle. Pour les personnes qui ont participé à l'entrevue du quatrième cycle, on a défini la survie comme étant la différence, exprimée en jours, entre les situations observées aux premier et quatrième cycles; après l'entrevue du quatrième cycle, on a considéré que la durée de survie était censurée.

La présente analyse s'appuie sur une série de modèles à hasards proportionnels dans lesquels on a introduit cumulativement les variables indépendantes reflétant le soutien social ainsi que l'âge, puis les groupes d'autres variables de contrôle. La variation du rapport des risques pour les variables de contrôle qu'on sait être liées à la mortalité (p. ex., niveau de scolarité) peut être observée à mesure que des variables supplémentaires sont introduites dans le modèle. L'analyse a été réalisée séparément pour les hommes et pour les femmes. Les variables ont été sélectionnées en s'appuyant sur les études publiées qui définissent des composantes distinctes des relations sociales (réseaux sociaux, participation à des activités sociales et soutien émotionnel)^{24,25}, ainsi que sur la disponibilité des données de l'ENSP. Puisqu'on a montré que toutes les variables de contrôle incluses dans l'analyse sont des prédicteurs de la mortalité, la plupart ont été retenues dans les modèles successifs indépendamment du fait qu'elles étaient non significatives. Le revenu du ménage fait toutefois exception. Ce dernier a d'abord été inclus dans le modèle avec le niveau de scolarité, mais il a été éliminé des modèles suivants à cause d'une multicollinéarité éventuelle.

Une analyse préliminaire des hasards proportionnels a été réalisée pour tester les effets d'interaction entre la détresse psychologique et chaque variable du soutien social (état matrimonial, contacts sociaux, participation aux activités d'organismes et soutien émotionnel perçu). On a d'abord centré les variables continues incluses dans les termes d'interaction (détresse psychologique, contacts sociaux, participation aux activités d'organismes et soutien émotionnel perçu) en calculant pour chacune la moyenne pondérée et en soustrayant celle-ci de la valeur de la variable. Chaque terme d'interaction a été inclus séparément dans le modèle multivarié complet; aucun n'était significativement associé à la mortalité, ce qui laisse entendre que le soutien social n'amortit pas l'effet de la détresse psychologique (données non présentées).

Les modèles à hasards proportionnels provisoires devaient aussi permettre d'étudier la relation entre l'âge et la survie à l'aide d'un terme d'âge au carré. Avec ce dernier terme dans le modèle, l'association entre le moment du décès et l'âge au carré n'était pas significative, ce qui donne à penser que la relation n'est pas exponentielle (données non présentées).

Le modèle 1 inclut l'âge et les quatre facteurs reflétant le soutien social; dans le modèle 2, on a ajouté les variables reflétant le statut socioéconomique (niveau de scolarité et revenu du ménage). Une variable reflétant le contrôle, c'est-à-dire le sentiment d'exercer un certain contrôle sur sa propre vie, a été intégrée dans le modèle 3. Pour le modèle 4, on a ajouté les variables de comportement lié à la santé, c'est-à-dire la catégorie d'usage du tabac et le niveau d'activité physique durant les loisirs. Le modèle 5 inclut une variable reflétant la détresse psychologique. Le modèle 6, c'est-à-dire le modèle complet, a été construit en ajoutant des variables reflétant l'état de santé physique, c'est-à-dire certains problèmes de santé chroniques, l'incapacité fonctionnelle (besoin d'aide pour vaquer aux activités quotidiennes de la vie) et l'état de santé, tel que mesuré par l'indice de l'état de santé (*Health Utilities Index*).

Les données ont été pondérées de sorte qu'elles reflètent la répartition selon l'âge et le sexe de la population à domicile de 65 ans et plus en 1994. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-type et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode *bootstrap*²⁶⁻²⁸.

sur certains aspects du soutien social, dont l'état matrimonial, les contacts avec la famille, les amis et les voisins, la participation aux activités d'organismes et le soutien émotionnel perçu, chez les personnes âgées au Canada (voir *Mesures du soutien social*). Il est également tenu compte de l'influence du sentiment de contrôle (une ressource psychologique), puisqu'on estime qu'il influence la participation aux activités sociales et la perception concernant le soutien social, et que, selon certains auteurs, il a un effet protecteur qui retarde le décès^{4,29}.

Les hommes meurent plus tôt que les femmes

Chez les personnes âgées de 65 ans et plus en 1994-1995 au moment de l'entrevue de l'ENSP, la probabilité de mourir avant 2000-2001 était considérablement plus forte pour les hommes que pour les femmes (tableau 1). Bien que l'âge moyen des personnes âgées qui ont participé à l'enquête en 1994-1995 ne différerait pas selon le sexe (données non présentées), les femmes ont survécu, en moyenne, trois mois environ (96 jours) de plus durant la période de suivi.

Tableau 1
Pourcentage de personnes décédées en 2000-2001 et durée moyenne de survie, selon le sexe, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
Décédé(e) (%)	32*	21
Nombre moyen de jours de survie	1 906*	2 003

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

* Valeur significativement différente de celle observée pour les femmes ($p < 0,05$).

Le soutien social est lié à la survie des hommes

Le pourcentage de personnes âgées qui sont décédées différerait de façon significative selon l'état matrimonial. Tant chez les hommes que chez les femmes, la proportion de personnes décédées était plus forte chez les personnes non mariées que chez celles qui l'étaient (tableau 2). En outre, les femmes qui participaient peu souvent aux activités d'un organisme étaient plus susceptibles de décéder plus hâtivement que celles dont la participation était plus fréquente.

Tableau 2
Pourcentage de personnes décédées en 2000-2001, selon le sexe et certaines caractéristiques, population à domicile de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
	%	
Total	32,3 [†]	21,3
Groupe d'âge		
65 à 74 ans	22,6*	10,7*
75 à 84 ans	45,1*	34,9*
85 ans et plus [‡]	64,2	48,0
Soutien social		
<i>État matrimonial</i>		
Marié(e)	27,1*	17,6*
Non marié(e) [‡]	48,3	24,4
<i>Participation aux activités d'organismes</i>		
Infréquente	33,1	32,6*
Fréquente [‡]	28,5	17,0
<i>Contacts sociaux</i>		
Infréquents	27,5	24,1
Fréquents [‡]	30,5	19,7
<i>Soutien émotionnel</i>		
Faible	30,6	21,5
Élevé [‡]	29,6	20,1
Statut socioéconomique		
<i>Revenu du ménage</i>		
Faible	48,5*	25,5*
Élevé [‡]	29,7	19,7
<i>Niveau de scolarité</i>		
Pas de diplôme d'études secondaires	38,5*	24,1*
Au moins un diplôme d'études secondaires [‡]	24,3	18,1
Contrôle		
Faible	37,7*	29,4*
Élevé [‡]	26,4	17,4
Comportements liés à la santé		
<i>Loisirs</i>		
Moyennement actif(ve)/actif(ve) [‡]	22,6	13,6
Inactif(ve)	34,6*	22,8*
<i>Usage du tabac</i>		
Quotidien/occasionnel	34,9	25,4
Ancien(ne) fumeur(euse)	32,2	23,3
N'a jamais fumé [‡]	30,2	19,4
État de santé		
<i>Détresse psychologique</i>		
Forte	33,6*	23,7*
Faible [‡]	24,6	11,5
<i>Cancer</i>		
Oui	66,2*	39,0*
Non [‡]	30,3	20,3
<i>Diabète</i>		
Oui	41,1	41,4*
Non [‡]	31,0	19,3
<i>Maladie cardiaque</i>		
Oui	53,6*	32,8*
Non [‡]	27,4	19,2
<i>Maladie respiratoire</i>		
Oui	54,0*	41,3*
Non [‡]	30,3	20,1
<i>Troubles dus à un accident vasculaire cérébral</i>		
Oui	67,9*	43,7*
Non [‡]	30,6	20,5
<i>Dépendance fonctionnelle</i>		
Oui	81,3*	58,1*
Non [‡]	29,3	19,0
<i>Indice de l'état de santé (HUI3)</i>		
Élevé	50,6*	36,4*
Faible [‡]	26,4	15,5

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

[†] Valeur significativement différente de celle observée pour les femmes ($p < 0,05$).

[‡] Catégorie de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation selon le sexe pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).

Même après correction pour tenir compte de l'effet de l'âge et d'autres facteurs éventuels d'influence (statut socioéconomique, contrôle, comportements liés à la santé et état de santé physique et mentale), l'effet protecteur du mariage persiste chez les hommes, mais non chez les femmes (tableaux 3 et 4). Le risque de mourir plus

hâtivement était 40 % plus faible pour les hommes mariés que pour ceux qui ne l'étaient pas. De plus, chez les hommes, même si l'on tient compte des autres facteurs, le fait de participer aux activités de plusieurs organismes reste corrélé positivement à la survie (tableau 3, modèle 6). Chez les femmes, l'association entre la participation aux activités d'un

Tableau 3

Rapports corrigés des hasards proportionnels pour le fait d'être décédé en 2000-2001, selon certaines caractéristiques, population à domicile masculine de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %
Âge [†]	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,0-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,0-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,0-1,1
Soutien social												
<i>État matrimonial</i>												
Marié(e)	0,6*	0,4-0,8	0,6*	0,5-0,9	0,6*	0,4-0,8	0,6*	0,4-0,9	0,6*	0,4-0,9	0,6*	0,4-0,8
Non marié(e) [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
<i>Participation aux activités d'organismes[§]</i>												
Contacts sociaux [†]	1,1	0,9-1,3	1,0	0,9-1,2	1,1	0,9-1,2	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,4
Soutien émotionnel [†]	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,0	0,9, 1,3
Statut socioéconomique												
<i>Revenu du ménage</i>												
Faible			1,4	0,9-2,0								
Élevé [†]			1,0	...								
<i>Niveau de scolarité</i>												
Pas de diplôme d'études secondaires [†]			1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Au moins un diplôme d'études secondaires			0,7*	0,5-1,0	0,7*	0,5-1,0	0,7	0,5-1,1	0,8	0,5-1,1	0,7*	0,5-1,0
Contrôle[†]												
Comportements liés à la santé												
<i>Loisirs</i>												
Moyennement actif(ve)/Actif(ve)							0,7	0,5-1,1	0,8	0,5-1,1	0,8	0,5-1,2
Inactif(ve) [‡]							1,0	...	1,0	...	1,0	...
<i>Usage du tabac</i>												
Quotidien/occasionnel [†]							1,0	...	1,0	...	1,0	...
Ancien(ne) fumeur(euse)							1,1	0,7-1,6	1,2	0,8-1,8	1,2	0,7-2,0
N'a jamais fumé							0,8	0,5-1,4	0,9	0,5-1,6	1,2	0,6-2,2
État de santé												
Détresse psychologique [†]									1,1*	1,0-1,1	1,0	1,0-1,1
Cancer [§]											2,9*	1,5-5,7
Diabète [§]											1,2	0,7-2,3
Maladie cardiaque [§]											1,7*	1,1-2,6
Maladie respiratoire [§]											2,1*	1,3-3,5
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral [§]											1,3	0,5-3,3
Dépendance fonctionnelle [§]											1,2	0,4-3,1
Indice de l'état de santé (HUI3) [†]											0,7	0,4-1,6

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

Nota : Tous les modèles sont basés sur un échantillon de 804 hommes pour lesquels aucune valeur ne manquait pour aucune des variables incluses dans le modèle. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,0 sont significatifs.

† Traité comme une variable continue.

‡ Catégorie de référence.

§ La catégorie de référence est l'absence du problème de santé.

* $p < 0,05$.

organisme et la survie est légèrement atténuée et perd sa signification statistique ($p = 0,06$) quand on tient compte de l'usage du tabac, du niveau d'activité physique durant les loisirs et de la détresse psychologique (tableau 4, modèles 4 et 5), et elle disparaît complètement lorsqu'on ajoute les variables

de santé physique dans le modèle (tableau 4, modèle 6).

L'observation selon laquelle le fait d'être marié réduit la mortalité chez les hommes, mais non chez les femmes, trouve appui dans les résultats d'un rapport antérieur fondé sur les données sur la

Tableau 4

Rapports corrigés des hasards proportionnels pour le fait d'être décédé en 2000-2001, selon certaines caractéristiques, population à domicile féminine de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport des hasards proportionnels	Intervalle de confiance de 95 %
Âge [†]	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1	1,1*	1,1-1,1
Soutien social												
<i>État matrimonial</i>												
Marié(e)	1,2	0,8-1,8	1,3	0,8-1,9	1,2	0,8-1,8	1,2	0,8-1,8	1,2	0,8-1,8	1,2	0,8-1,8
Non marié(e) [‡]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
<i>Participation aux activités d'organismes[†]</i>												
Contacts sociaux [†]	0,9*	0,9-1,0	0,9*	0,9-1,0	0,9*	0,9-1,0	0,9	0,9-1,0	0,9	0,9-1,0	1,0	0,9-1,0
Soutien émotionnel [†]	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3	1,1	0,9-1,3
<i>Statut socioéconomique</i>												
<i>Revenu du ménage</i>												
Faible			1,1	0,8-1,6								
Élevé [‡]			1,0	...								
<i>Niveau de scolarité</i>												
Pas de diplôme d'études secondaires [‡]			1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Au moins un diplôme d'études secondaires			0,9	0,6-1,2	0,9	0,7-1,2	0,9	0,7-1,2	0,9	0,7-1,3	0,9	0,6-1,3
<i>Contrôle[†]</i>												
					0,9*	0,9-1,0	0,9*	0,9-1,0	1,0	0,9-1,0	1,0	0,9-1,0
Comportements liés à la santé												
<i>Loisirs</i>												
Moyennement actif(ve)/actif(ve)							0,7	0,5-1,2	0,7	0,4-1,2	0,8	0,5-1,3
Inactif(ve) [‡]							1,0	...	1,0	...	1,0	...
<i>Usage du tabac</i>												
Quotidien/occasionnel [‡]							1,0	...	1,0	...	1,0	...
Ancien(ne) fumeur(euse)							1,0	0,6-1,7	1,2	0,7-2,2	1,1	0,6-2,1
N'a jamais fumé							0,6	0,4-1,0	0,7	0,4-1,3	0,7	0,4-1,3
État de santé												
Détresse psychologique [†]									1,1*	1,0-1,1	1,1*	1,0-1,1
Cancer [§]											2,2*	1,2-4,0
Diabète [§]											1,5	0,9-2,4
Maladie cardiaque [§]											1,4	0,9-2,1
Maladie respiratoire [§]											1,5	0,8-2,8
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral [§]											1,4	0,7-2,9
Dépendance fonctionnelle [§]											1,2	0,6-2,4
Indice de l'état de santé (HUI3) [†]											0,6	0,3-1,2

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

Nota : Tous les modèles sont basés sur un échantillon de 1 303 femmes pour lesquelles aucune valeur ne manquait pour aucune des variables incluses dans le modèle. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,0 sont significatifs.

† Traité comme une variable continue.

‡ Catégorie de référence.

§ La catégorie de référence est l'absence du problème de santé.

... N'ayant pas lieu de figurer.

* $p < 0,05$.

Définitions

Le *statut vital* (décédé ou en vie au moment de l'entrevue de 2000-2001) définit la variable dépendante dans l'analyse bivariée. Il a aussi été utilisé avec la durée de survie dans la modélisation à hasards proportionnels.

La durée de la survie est calculée à partir de la date de l'entrevue du premier cycle de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée en 1994-1995. Une date de décès a été déterminée pour les personnes pour lesquelles la date n'était pas connue (voir *Techniques d'analyse*). La durée de la survie varie de 4 jours à 2 590 jours.

Dans l'analyse bivariée, on a défini l'*âge* par catégorie : 65 à 74 ans, 75 à 84 ans et 85 ans et plus. Dans l'analyse multivariée, on a utilisé l'âge comme une variable continue, d'après le nombre d'années d'âge déclarées au premier cycle. On a aussi défini un terme multiplicatif pour l'âge (âge au carré).

On a défini deux groupes de *revenu du ménage*, d'après la taille du ménage et le revenu total provenant de toutes les sources durant les 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1994-1995 :

Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Élevé	1 ou 2	15 000 \$ et plus
	3 ou 4	20 000 \$ et plus
	5 ou plus	30 000 \$ et plus

Le *niveau de scolarité* a été regroupé en deux catégories : pas de diplôme d'études secondaires ou au moins un diplôme d'études secondaires.

Le *contrôle* indique la mesure dans laquelle une personne croit qu'elle exerce un contrôle sur sa vie. On a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer quelle était leur réaction à sept questions au moyen d'une échelle à cinq points variant de « tout à fait d'accord » (score de 0) à « tout à fait en désaccord » (score de 4) :

- Vous avez peu de contrôle sur ce qui vous arrive.
- Vous ne pouvez vraiment rien faire pour résoudre certains de vos problèmes.
- Vous ne pouvez pas faire grand chose pour changer bien des choses importantes dans votre vie.
- Vous vous sentez souvent impuissant(e) face aux problèmes de la vie.
- Vous trouvez parfois que vous vous faites malmener dans la vie.
- Ce que votre avenir renferme dépend surtout de vous-même (échelle inversée).
- Vous pouvez réaliser à peu près tout ce que vous décidez de faire (échelle inversée).

Les réponses ont été totalisées; les scores possibles varient de 0 à 28, le sentiment de contrôle étant d'autant plus prononcé que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, le score total a été réparti en deux catégories, à savoir : faible (score de 0 à 16, qui tombe dans le quartile inférieur de la distribution pondérée) et élevé (plus de 16). Dans l'analyse multivariée, le contrôle a été considéré comme une variable continue. Le coefficient alpha de Cronbach pour cette échelle était de 0,76³⁰.

Le *niveau d'activité physique durant les loisirs* est basé sur la dépense énergétique cumulative totale, ou DE. La DE a été calculée d'après la fréquence et la durée déclarée des activités physiques durant les loisirs au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue du premier cycle et d'après la demande d'énergie métabolique de chaque activité^{31,32}. On

a défini deux catégories, à savoir celle des personnes moyennement actives/actives durant leurs loisirs (au moins 1,5 kilocalorie par kilogramme par jour) ou inactive (moins de 1,5). Marcher pendant une heure quatre fois par semaine est un exemple d'activité d'intensité moyenne durant les loisirs. Uniquement jardiner ou travailler dans le jardin une heure par semaine rentrerait dans la catégorie d'inactivité durant les loisirs.

Pour déterminer la *catégorie d'usage du tabac*, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils fumaient des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais. On a établi trois groupes, à savoir les fumeurs quotidiens/occasionnels, les anciens fumeurs et les personnes n'ayant jamais fumé.

La mesure de la *détresse psychologique* était fondée sur les réponses aux questions suivantes : « Au cours du dernier mois, à quelle fréquence vous êtes-vous senti(e) :

- si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire?
- nerveux(se)?
- agité(e) ou ne tenant pas en place?
- désespéré(e)?
- bon(ne) à rien?
- à quelle fréquence avez-vous senti que tout était un effort? »

La réponse à chaque question a été donnée au moyen d'une échelle à cinq points variant de « jamais » (score 0) à « tout le temps » (4). Pour chaque personne, on a totalisé les scores obtenus pour les diverses réponses. Le score total pouvait varier de 0 à 24, la détresse étant d'autant plus grande que le score est élevé. Pour l'analyse bivariée, le score a été catégorisé en deux groupes, la valeur 0, qui couvrait 32 % des réponses dans la distribution pondérée, indiquant une faible détresse et les valeurs de 1 à 24 indiquant une forte détresse. Pour l'analyse multivariée, le score a été utilisé comme une variable continue. Pour cette échelle, le coefficient alpha de Cronbach était de 0,77³³.

On a demandé aux participants à l'enquête s'ils souffraient de « problèmes de santé de longue durée diagnostiqués par un professionnel de la santé qui persistent ou qui devraient persister six mois ou plus ». L'intervieweur a lu une liste de *problèmes de santé chroniques* sur laquelle figuraient les problèmes suivants considérés dans la présente analyse : cancer, diabète, maladie cardiaque, bronchite chronique ou emphysème (maladie respiratoire) et troubles dus à un accident vasculaire cérébral. Les problèmes de santé déclarés en 1994-1995 ont été considérés comme présents (voir *Limites*).

On s'est fondé pour déterminer la *dépendance fonctionnelle* sur le besoin déclaré d'aide pour vaquer aux activités de la vie quotidienne. On a demandé aux participants à l'enquête si, à cause d'une incapacité physique ou mentale ou d'un problème de santé chronique, ils avaient besoin qu'une autre personne les aide à prendre soin d'eux-mêmes (comme se laver, s'habiller ou manger) ou à se déplacer dans la maison. Une réponse affirmative à n'importe laquelle de ces questions a été considérée comme indicatrice d'une dépendance fonctionnelle.

L'*indice de l'état de santé* (HUI3 pour *Health Utilities Index*) est une mesure sommaire qui intègre la santé fonctionnelle et les préférences sociétales concernant les états de santé^{34,35}. D'après les réponses à 30 questions au sujet de huit aspects de la santé fonctionnelle (vue, ouïe, élocution, mobilité, dextérité, émotions, cognition, et douleur et inconfort) conjuguées à une composante d'évaluation, on produit un score global, ou indice, pour chaque personne. Une santé parfaite correspond à un indice de 1,000 et la mort, à un indice de 0,000; les scores négatifs reflètent des états de santé jugés pires que la mort. Les valeurs possibles de l'HUI3 varient de -0,360 à 1,000. Pour l'analyse bivariée, les scores de HUI3 correspondant au quartile inférieur de la distribution pondérée (de -0,324 à 0,664) ont été considérés comme présentant un niveau élevé de limitation et les scores supérieurs à 0,664, à un niveau faible de limitation. Dans l'analyse multivariée, le score de l'HUI3 a été utilisé comme une variable continue.

mortalité au Canada, ainsi que dans ceux d'études réalisées ailleurs qui tenaient compte de l'effet d'autres facteurs d'influence^{5,36-39}. D'autres chercheurs ont également observé un avantage uniquement chez les hommes lorsque le soutien social était défini de façon plus générale afin d'y inclure les réseaux sociaux, les liens sociaux, la fréquence des contacts et la participation aux activités de diverses associations^{5,40}.

Le niveau de scolarité joue un rôle chez les hommes

Généralement, les personnes âgées qui sont décédées pendant la période de suivi avaient un statut socioéconomique plus faible que leurs homologues qui ont survécu. La probabilité de mourir plus tôt était significativement plus élevée chez les personnes qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires et chez celles qui vivaient dans un ménage à faible revenu que chez celles qui avaient atteint un niveau plus élevé de scolarité et qui étaient mieux nanties (tableau 2). Cette différence n'est toutefois pas le reflet d'un niveau de scolarité généralement plus faible chez les personnes d'âge très avancé qui seraient, naturellement, les plus susceptibles de mourir. La proportion de personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires n'était pas plus élevée pour le groupe des 80 ans et plus que pour celui des 65 à 79 ans (données non présentées), ce qui laisse entendre que d'autres facteurs que l'âge expliquent l'association entre le décès et le faible niveau de scolarité.

Si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs éventuels, l'analyse révèle que le niveau de scolarité est lié à la mortalité chez les hommes, mais que le niveau de signification varie à mesure qu'on ajoute des variables de contrôle dans les modèles (tableau 3). Aucun résultat comparable ne se dégage pour les femmes (tableau 4).

Comme prévu, des différences concernant certains comportements liés à la santé distinguent les personnes âgées qui étaient décédées en 2000-2001 de celles qui avaient survécu. Par exemple, une proportion plus importante de personnes inactives durant leurs loisirs que de personnes actives étaient décédées (tableau 2). Ce

résultat est à l'image d'observations analogues tirées de rapports antérieurs selon lesquelles il existe une association protectrice entre l'activité physique et la mortalité^{3,41,42}.

Détresse psychologique

La probabilité de mourir plus hâtivement était nettement plus élevée chez les personnes ayant fait état d'un haut niveau de détresse psychologique entre 1994-1995 que chez les autres (tableau 2). Après neutralisation de l'effet de l'âge, du sentiment de contrôle et des comportements liés à la santé, on observe un lien positif entre la détresse psychologique et la mortalité chez les hommes (tableau 3, modèle 5), mais celui-ci disparaît lorsqu'on ajoute les variables de maladies chroniques dans le modèle (tableau 3, modèle 6). Chez les femmes, la relation entre la détresse psychologique et la mortalité persiste, même si l'on contrôle l'effet des maladies chroniques (tableau 4, modèle 6). Il semblerait donc que les origines et l'effet de la détresse psychologique varient selon le sexe. Chez les hommes, la détresse psychologique pourrait simplement refléter les difficultés et les souffrances causées par une mauvaise santé, facteurs qui ont un effet sur la mortalité. En revanche, chez les femmes, la détresse psychologique paraît ne pas dépendre d'autres indicateurs d'un mauvais état de santé physique et son effet sur la mortalité est important.

Santé physique : l'association varie selon le sexe

Comme il fallait s'y attendre, la probabilité de mourir est plus forte pour les personnes âgées souffrant d'une maladie chronique, d'une dépendance fonctionnelle ou d'un handicap physique (probabilité mesurée conformément à l'indice de l'état de santé) que pour celles n'étant pas dans cette situation (tableau 2). Les données d'études antérieures indiquant que la diminution de la capacité de prendre soin de soi est un précurseur du décès^{36,47} concordent avec le fait que la dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer aux activités de la vie quotidienne était nettement plus fréquente chez les personnes qui sont décédées durant la période de suivi que chez les autres.

Même si l'on tient compte des effets d'autres facteurs, le rapport des hasards pour le fait d'être décédé en 2000-2001 était plus forte pour les hommes ayant déclaré en 1994-1995 qu'on avait diagnostiqué chez eux un cancer, une maladie cardiaque ou une maladie respiratoire que pour ceux chez lesquels ce genre de diagnostic n'avait pas été posé (tableau 3). Chez les femmes, lorsqu'on tient compte de l'effet d'autres facteurs, le cancer est la

seule variable de santé physique associée à la mortalité (tableau 4). Le fait qu'on n'observe pas d'association entre la mortalité et d'autres problèmes de santé chroniques (diabète, troubles dus à un accident vasculaire cérébral et dépendance fonctionnelle, par exemple) est vraisemblablement le résultat d'un manque de puissance statistique étant donné la prévalence assez faible de ces problèmes de santé.

Limites

La présente analyse se concentre sur des mesures quantitatives plutôt que qualitatives du soutien social. Les interactions sociales ou les mariages qui sont discordants ou stressants peuvent avoir des effets indésirables sur la santé^{24,43,44} qui affaiblissent vraisemblablement toute association positive entre le soutien social et la survie. L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) compte un petit nombre de questions sur les facteurs de stress négatifs pouvant résulter d'une relation conjugale ou d'une union libre, mais la faible fréquence de la déclaration de ce genre de problèmes n'a pas permis d'utiliser les données dans l'analyse.

L'ENSP ne fournit pas de renseignements sur certains facteurs « contextuels » que l'on pense exercer une influence sur la façon dont les personnes forment des réseaux sociaux, comme la culture, la situation économique générale et l'évolution de la conjoncture politique et sociale, par exemple^{3,45}.

Bien qu'on analyse surtout ici l'effet du soutien social sur la mortalité, la santé physique peut, elle aussi, avoir un effet sur le soutien social. Par exemple, la maladie peut réduire la participation aux activités d'organismes ou d'associations, mais accroître les contacts sociaux. Comme les mesures du soutien social se fondent uniquement sur des renseignements fournis lors du premier cycle, il n'a pas été possible d'étudier les effets réciproques éventuels entre le soutien social et la maladie.

Le fichier de données utilisé pour l'analyse contient les réponses complètes pour toutes les variables du premier cycle et les données sur le statut vital pour les mêmes personnes lors du quatrième cycle. L'utilisation de ce fichier maximise le nombre d'enregistrements, mais limite aussi la valeur prédictive des variables indépendantes, qui sont basées uniquement sur les données recueillies lors du premier cycle. Par exemple, une personne ayant déclaré être mariée lors du premier cycle pourrait avoir subséquemment perdu son conjoint ou sa conjointe, mais, afin d'inclure tous les décès survenus après l'entrevue du premier cycle, on n'a pas tenu compte des changements d'état matrimonial ou d'autres facteurs du soutien social. De même, les personnes chez lesquelles on a diagnostiqué un problème de santé chronique après l'entrevue du premier cycle ont été classées comme n'ayant pas ce problème de santé. Par conséquent, les associations observées avec la mortalité pourraient être plus faibles qu'elles ne le seraient si on avait tenu compte de ces changements concernant les variables indépendantes.

De l'échantillon initial de 2 740 personnes de 65 ans et plus interviewées lors du premier cycle, 318 (12 %) ont été exclues de

l'analyse bivariable parce que l'information recueillie lors du premier ou du quatrième cycle était incomplète. En outre, 315 personnes ont été éliminées de l'échantillon pour l'analyse multivariable parce que des données manquaient pour les variables incluses dans les modèles. Le biais de sélection peut aussi avoir influencé les résultats, si les personnes qui ont été éliminées de l'échantillon différaient de celles retenues dans ce dernier en ce qui concerne la mortalité, le niveau de soutien social, ou les deux. Par exemple, si les personnes qui ont décroché de l'enquête durant la période de suivi bénéficiaient généralement d'un soutien social plus faible et étaient caractérisées par un taux de mortalité plus élevé que celles qui ont continué de participer à l'enquête, l'association entre ces facteurs aurait été plus forte si l'analyse avait inclus ces personnes.

Une date de décès a dû être déterminée pour 17 % des enregistrements parce que les données manquaient, ce qui a réduit l'exactitude du calcul du nombre de jours de survie. Pour résoudre la question des données manquantes sur le décès, les données ont également été analysées par régression logistique. Cette analyse était fondée sur la proportion de personnes survivant dans l'intervalle entre les deux enquêtes plutôt que sur la durée de survie qui est le fondement de l'analyse par régression des hasards proportionnels. Les résultats de l'analyse par régression logistique concordaient fortement avec ceux des régressions à hasards proportionnels; autrement dit, selon l'une ou l'autre de ces méthodes, les mêmes variables étaient significativement prédictives du décès (données non présentées).

Pour le niveau de scolarité et le revenu du ménage, la petite taille des cellules a empêché de définir plus de deux catégories. Une ventilation plus fine de ces variables pourrait révéler un gradient en ce qui concerne leur association à la mortalité.

On ne disposait pas de données sur des mesures objectives de la santé (par exemple, pression artérielle, analyse de sang, gravité de la maladie ou régime alimentaire) susceptibles d'influer sur la survie ni sur de nombreux autres facteurs (par exemple, personnels et génétiques) qui influencent la façon dont une personne perçoit et(ou) reçoit le soutien social ou résiste à la maladie et à la mort⁴⁶.

Les données de l'ENSP sont autodéclarées ou déclarées par procuration, et on ne sait pas dans quelle mesure elles sont biaisées par l'erreur de déclaration. Les déclarations de problèmes de santé chroniques ou d'autres affections n'ont pas été validées au moyen des dossiers cliniques.

Mot de la fin

Les résultats de l'analyse, qui est fondée sur des données recueillies auprès d'un panel de personnes âgées faisant partie de la population à domicile suivi pendant environ six années, appuient partiellement l'hypothèse selon laquelle les composantes individuelles du soutien social sont associées à la survie. Les résultats témoignent d'observations antérieures concernant le lien entre le soutien social et le décès^{42,47}. Chez les hommes de 65 ans et plus, mais non chez leurs homologues féminins, être marié et participer aux activités de certains organismes sont des prédicteurs indépendants de la survie.

L'un des points forts de la présente analyse des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population tient au fait que le nombre de décès d'hommes et de femmes durant la période de suivi était à peu près le même. Par conséquent, les différences entre les hommes et les femmes ne sont pas dues à une puissance statistique insuffisante, explication qui avait été avancée antérieurement pour des résultats comparables¹³. Par exemple, la raison de la différence pourrait être beaucoup plus fondamentale. La recherche en psychologie donne à penser que la réponse neuroendocrine à l'interaction sociale n'est pas la même chez les hommes que chez les femmes, les premiers enregistrant une forte réponse et les secondes, aucune⁴⁸. D'aucuns suggèrent que les femmes pourraient être plus vulnérables que les hommes aux aspects négatifs des interactions sociales et être aussi plus susceptibles de prendre soin de l'autre dans une relation⁴⁹. Par conséquent, l'interaction sociale pourrait avoir plus d'effets nuisibles pour la santé chez les femmes que chez les hommes¹³. Ces résultats différents soulignent qu'il est important de procéder à des analyses distinctes pour les hommes et pour les femmes et laissent entendre que le lien entre le soutien social et la mortalité varie selon le sexe.

La présente analyse fournit des renseignements importants sur l'effet qu'a le soutien social sur le risque de décès chez les personnes âgées. Même si les mécanismes psychologiques de la relation entre le soutien social et le décès ne sont pas encore bien compris, les résultats laissent entendre que les

hommes âgés vivant dans les ménages pourraient bénéficier d'interventions qui favorisent les contacts sociaux. ●

Références

1. Statistique Canada, Le Canada en statistiques - Estimations démographiques pour 1996 et population projetée pour les années 2001, 2006, 2011, 2016 et 2026 au 1^{er} juillet, disponible à www.statcan.ca/français/Pgdb/popula_f.htm#dem, site consulté le 22 octobre 2002.
2. Statistique Canada, *Tables de mortalité - Canada, provinces et territoires, 1995-1997* (n° 84-537 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 2002.
3. L.F. Berkman et L. Syme, « Social networks, host resistance, and mortality: A nine-year follow-up study of Alameda County residents », *American Journal of Epidemiology*, 109(2), 1979, p. 186-204.
4. D.G. Blazer, « Social support and mortality in an elderly community population », *American Journal of Epidemiology*, 115(5), 1982, p. 684-694.
5. J.S. House, C. Robbins, H.L. Metzner *et al.*, « The association of social relationships and activities with mortality: Prospective evidence from the Tecumseh Community Health Study », *American Journal of Epidemiology*, 116(1), 1982, p. 123-140.
6. K. Orth-Gomér et J.V. Johnson, « Social network interaction and mortality: A six-year follow-up study of a random sample of the Swedish population », *Journal of Chronic Disease*, 40(10), 1987, p. 949-957.
7. T.E. Seeman, G.A. Kaplan, L. Knudsen *et al.*, « Social networks, ties and mortality among the elderly in the Alameda County Study », *American Journal of Epidemiology*, 126(4), 1987, p. 714-723.
8. B.S. Hanson, S.O. Isacson, L. Janzon *et al.*, « Social network and social support influence mortality in elderly men. The prospective population study of "Men born in 1914," Malmö, Sweden », *American Journal of Epidemiology*, 130(1), 1989, p. 100-111.
9. J.P. Hirdes et W.F. Forbes, « The importance of social relationships, socioeconomic status and health practices with respect to mortality among healthy Ontario males », *Journal of Clinical Epidemiology*, 45(2), 1992, p. 175-182.
10. U. Steinbach, « Social networks, institutionalization, and mortality among elderly people in the United States », *Journal of Gerontology*, 47(4), 1992, p. S183-S190.
11. G.A. Kaplan, T.W. Wilson, R.D. Cohen *et al.*, « Social functioning and overall mortality: Prospective evidence from the Kuopio Ischemic Heart Disease Risk Factor Study », *Epidemiology*, 5(5), 1994, p. 495-500.
12. I. Kawachi, G.A. Colditz, A. Ascherio *et al.*, « A prospective study of social networks in relation to total mortality and cardiovascular disease in men in the USA », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(3), 1996, p. 245-251.

13. T.E. Seeman, « Social ties and health: the benefits of social integration », *Annals of Epidemiology*, 6(5), 1996, p. 442-451.
14. O.S. Dalgard et L. Lund Håheim, « Psychosocial risk factors and mortality: A prospective study with special focus on social support, social participation, and locus of control in Norway », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52(8), 1998, p. 476-481.
15. C.D. Ceria, K.H. Masaki, B.L. Rodriguez *et al.*, « The relationship of psychosocial factors to total mortality among older Japanese-American men: The Honolulu Heart Program », *Journal of the American Geriatric Society*, 49(6), 2001, p. 725-731.
16. C. Lennartsson et M. Silverstein, « Does engagement with life enhance survival of elderly people in Sweden? The role of social and leisure activities », *Journal of Gerontology. Social Sciences*, 56B(6), 2001, p. S335-S342.
17. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
18. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
19. D. Shye, J.P. Mullooly, D.K. Freeborn *et al.*, « Gender differences in the relationship between social support network and mortality: a longitudinal study of an elderly cohort », *Social Science and Medicine*, 41(7), 1995, p. 935-947.
20. N.E. Avis, D.J. Brambilla, K. Vass *et al.*, « The effect of widowhood on health: A prospective analysis from the Massachusetts Women's Health Study », *Social Science and Medicine*, 33(3), 1991, p. 1063-1070.
21. T.C. Antonucci, « Social support: Theoretical advances, recent findings and pressing issues », publié sous la direction de I.G. Sarason et B.R. Sarason, *Social Support: Theory, Research and Applications*, Dordrecht, Netherlands, Martinus Nijhoff, 1985.
22. R. Fuhrer, S.A. Stansfeld, J. Chemali *et al.*, « Gender, social relations and mental health: Prospective findings from an occupational cohort (Whitehall II study) », *Social Science and Medicine*, 48(1), 1999, p. 77-87.
23. H. Sugisawa, J. Liang, X. Liu *et al.*, « Social networks, social support, and mortality among older people in Japan », *Journal of Gerontology*, 49(1), 1994, p. S3-S13.
24. L.F. Berkman, T. Glass, I. Brissette *et al.*, « From social integration to health: Durkheim in the new millennium », *Social Science and Medicine*, 51(6), 2000, p. 843-857.
25. A. Bowling, « Social support and social networks: Their relationship to the successful and unsuccessful survival of elderly people in the community. An analysis of concepts and a review of the evidence », *Family Practice*, 8(1), 1991, p. 68-83.
26. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
27. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
28. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
29. B.W.J.H. Pennix, T. van Tilburg, D.M.W. Kriegsman *et al.*, « Effects of social support and personal coping resources on mortality in older age: The Longitudinal Aging Study Amsterdam », *American Journal of Epidemiology*, 146, 1997, p. 510-519.
30. M. Shields, « Travail par quarts et santé », *Rapports sur la santé*, 13(4), 2002, p. 11-26 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
31. Statistique Canada, Annexe F, variables dérivées, *Enquête nationale sur la santé de la population, fichiers de microdonnées à grande diffusion, 1994-1995* (n° 82F0001XCB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995.
32. T. Stephens, C.I. Craig, B.F. Ferris *et al.*, « Adult physical activity in Canada: findings from the Canada Fitness Survey », *La revue canadienne de santé publique*, 77(4), 1986, p. 285-290.
33. W.J. Furlong, D.H. Feeny, G.W. Torrance *et al.*, *Multiplicative Multi-attribute Utility Function for the Health Utilities Index Mark 3 (HUI3) System, A Technical Report*, Working Paper 98-11, Hamilton, Ontario, McMaster University Centre for Health Economics and Policy Analysis, 1998.
34. K. Wilkins et M.P. Beaudet, « Le stress au travail et la santé », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1999, p. 49-66 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
35. W.J. Furlong, D.H. Feeny et G.W. Torrance, Health Utilities Index (HUI): Algorithm for determining HUI Mark 2 (HUI2)/Mark 3 (HUI3) health status classification levels, health states, health-related quality of life utility scores and single-attribute utility score from 40-item interviewer-administered health status questionnaires, Dundas, Ontario, Health Utilities Inc., 1999.
36. F. Trovato, et G. Lauris, « Marital status and mortality in Canada: 1951-1981 », *Journal of Marriage and the Family*, 51, 1989, p. 907-922.
37. M. Jylhä et S. Aro, « Social ties and survival among the elderly in Tampere, Finland », *International Journal of Epidemiology*, 18(1), 1989, p. 158-164.
38. J.S. Tucker, J.E. Schwartz, K.M. Clark *et al.*, « Age-related changes in the associations of social network ties with mortality risk », *Psychology and Aging*, 14(4), 1999, p. 564-571.
39. G.P. Mineau, K.R. Smith, L.L. Bean *et al.*, « Historical trends of survival among widows and widowers », *Social Science and Medicine*, 54(2), 2002, p. 245-254.
40. V.J. Schoenbach, B.H. Kaplan, L. Fredman *et al.*, « Social ties and mortality in Evans County, Georgia », *American Journal of Epidemiology*, 123(4), 1986, p. 577-591.
41. A. Grand, P. Grosclaude, H. Bocquet *et al.*, « Disability, psychosocial factors and mortality among the elderly in a rural French population », *Journal of Clinical Epidemiology*, 43(8), 1990, p. 773-782.

42. T.A. Glass, « Population-based study of social and productive activities as predictors of survival among elderly Americans », *British Medical Journal*, 319(7208), 1999, p. 478-483.
43. T.E. Seeman, « Health promoting effects of friends and family on health outcomes in older adults », *American Journal of Health Promotion*, 14(6), 2000, p. 362-370.
44. J.H. Hibbard et C.R. Pope, « The quality of social roles as predictors of morbidity and mortality », *Social Science and Medicine*, 36(3), 1993, p. 217-225.
45. T.E. Seeman et E. Crimmins, « Social environment effects on health and aging », *Annals of the New York Academy of Sciences*, 954, 2001, p. 88-117.
46. S.E. Taylor et L.G. Aspinwall, « Mediating and moderating processes in psychosocial stress. Appraisal, coping resistance, and vulnerability », publié sous la direction de H.B. Kaplan, *Psychosocial Stress*, San Diego, California, Academic Press, 1996.
47. D.B. Reuben, L.V. Rubenstein, S.H. Hirsch *et al.*, « Value of functional status as a predictor of mortality: results of a prospective study », *American Journal of Medicine*, 93(6), 1992, p. 663-669.
48. T.E. Seeman, L.F. Berkman, D. Blazer *et al.*, « Social ties and support as modifiers of neuroendocrine function », *Annals of Behavioral Medicine*, 16, 1994, p. 95-106.
49. R.C. Kessler, J.D. MacLeod, E. Wethington *et al.*, « The costs of caring: A perspective on the relationship between sex and psychological distress », *Theory, Research and Applications*, publié sous la direction de I.G. Sarason et B.R. Sarason, Dordrecht, Finland, Martinus Nijhoff, 1985.

Annexe

Tableau A

Distribution de certaines caractéristiques, population à domicile masculine de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Taille de l'échantillon	Population estimée			Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%			milliers	%
Total	954	1 381	100,0				
Groupe d'âge				Usage du tabac			
65 à 74 ans	587	880	63,8	Quotidien/occasionnel	171	238	17,3
75 à 84 ans	307	392	28,4	Ancien(ne) fumeur(euse)	597	854	61,8
85 ans et plus	60	109	7,9	N'a jamais fumé	186	289	20,9
				Données manquantes	0	0	0
Statut vital, 2000-2001				Détresse psychologique			
En vie	620	936	67,8	Faible	383	492	35,6
Décédé(e)	334	445	32,3	High	577	714	51,7
				Données manquantes	114	174	12,6
État matrimonial				Cancer			
Marié(e)	626	1 046	75,7	Oui	52	75 ^{E1}	5,4 ^{E1}
Non marié(e)	328	335	24,3	Non	901	1 306	94,6
				Données manquantes	1	F	F
Participation aux activités d'organismes				Diabète			
Infréquente	275	350	25,3	Oui	114	170	12,3
Fréquente	692	867	62,8	Non	839	1 211	87,7
Données manquantes	107	164	11,9	Données manquantes	1	F	F
Contacts sociaux				Maladie cardiaque			
Infréquente	198	273	19,8	Oui	181	258	18,7
Fréquente	770	944	68,4	Non	772	1 123	81,3
Données manquantes	106	164	11,9	Données manquantes	1	F	F
Soutien émotionnel				Maladie respiratoire			
Faible	269	322	23,3	Oui	78	113	8,2
Forte	696	892	64,6	Non	875	1 268	91,8
Données manquantes	109	167	12,1	Données manquantes	1	F	F
Revenu du ménage				Troubles dus à un accident vasculaire cérébral			
Faible	231	237	17,2	Oui	38	62 ^{E1}	4,5 ^{E1}
Élevé	681	1 708	78,1	Non	915	1 319	95,5
Données manquantes	42	66 ^{E1}	4,8 ^{E1}	Données manquantes	1	F	F
Niveau de scolarité				Dépendance fonctionnelle			
Pas de diplôme d'études secondaires	559	729	52,8	Oui	52	79 ^{E1}	5,7 ^{E1}
Au moins un diplôme d'études secondaires	390	638	46,2	Non	902	1 302	94,3
Données manquantes	5	F	F				
Contrôle				Indice de l'état de santé (HUI3)			
Faible	245	295	21,4	Faible	788	1046	75,8
Forte	707	903	65,4	Forte	254	316	22,9
Données manquantes	122	183	13,3	Données manquantes	32	F	F
Activité durant les loisirs							
Inactif(ve)	553	722	52,3				
Moyennement actif(ve)/actif(ve)	326	507	36,7				
Données manquantes	75	151	11,0				

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

Nota : Les données ayant été arrondies, leurs sommes peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B
Distribution de certaines caractéristiques, population à domicile féminine de 65 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Taille de l'échantillon	Population estimée			Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%			milliers	%
Total	1 468	1 824	100,0				
Groupe d'âge				Usage du tabac			
65 à 74 ans	805	1 102	60,4	Quotidien/occasionnel	193	236	12,9
75 à 84 ans	522	580	31,8	Ancien(ne) fumeur(euse)	455	581	31,8
85 ans et plus	141	143	7,8	N'a jamais fumé	818	999	54,8
				Données manquantes		F	F
Statut vital, 2000-2001				Détresse psychologique			
En vie	1 125	1 435	78,7	Faible	439	439	24,0
Décédé(e)	343	389	21,3	Forte	1 126	1 272	69,7
				Données manquantes	101	113 ^{E1}	6,2 ^{E1}
État matrimonial				Cancer			
Marié(e)	481	819	44,9	Oui	84	97	5,3
Non marié(e)	987	1 005	55,1	Non	1 380	1 723	94,5
				Données manquantes	4	F	F
Participation aux activités d'organismes				Diabète			
Infréquente	324	385	21,1	Oui	137	169	9,2
Fréquente	1 246	1 334	73,1	Non	1 327	1 651	90,5
Données manquantes	96	106 ^{E1}	5,8 ^{E1}	Données manquantes	4	F	F
Contacts sociaux				Maladie cardiaque			
Infréquente	220	303	16,6	Oui	242	287	15,7
Fréquente	1 347	1 412	77,4	Non	1 222	1 533	84,0
Données manquantes	99	109 ^{E1}	6,0 ^{E1}	Données manquantes	4	F	F
Soutien émotionnel				Maladie respiratoire			
Faible	298	357	19,6	Oui	85	105	5,8
Forte	1 269	1 361	74,6	Non	1 379	1 715	94,0
Données manquantes	99	105 ^{E1}	5,8 ^{E1}	Données manquantes	4	F	F
Revenu du ménage				Troubles dus à un accident vasculaire cérébral			
Faible	576	539	29,6	Oui	55	66 ^{E1}	3,6 ^{E1}
Élevé	815	1 177	64,5	Non	1 409	1 755	96,2
Données manquantes	77	107	5,9	Données manquantes	4	F	F
Niveau de scolarité				Dépendance fonctionnelle			
Pas de diplôme d'études secondaires	814	986	54,1	Oui	85	107	5,9
Au moins un diplôme d'études secondaires	652	835	45,8	Non	1 383	1 717	94,1
Données manquantes	2	F	F				
Contrôle				Indice de l'état de santé (HUI3)			
Faible	422	446	24,4	Faible	1 157	1 314	72,0
Forte	1 125	1 248	68,4	Forte	446	475	26,0
Données manquantes	119	130	7,1	Données manquantes	63	35 ^{E2}	1,9 ^{E2}
Activité durant les loisirs							
Inactif(ve)	1 037	1 222	67,0				
Moyennement actif(ve)/actif(ve)	389	506	27,8				
Données manquantes	42	96	5,3				

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 et 2000-2001

Nota : Les données ayant été arrondies, leurs sommes peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

... N'ayant pas lieu de figurer.