

**Espérance de vie et espérance de vie en santé selon le sexe,
l'état matrimonial et le statut socio-économique au Canada**
**LIFE EXPECTANCY AND HEALTH EXPECTANCY IN CANADA BY
SEX, MARITAL STATUS AND SOCIOECONOMIC STATUS**
**ESPERANZA DE VIDA Y ESPERANZA DE VIDA EN SALUD SEGUN
EL SEXO, EL ESTADO CIVIL Y EL ESTATUTO SOCIOECONOMICO
EN CANADA**

François Nault, Roger Roberge et Jean-Marie Berthelot

Volume 25, numéro 2, automne 1996

La santé

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/010211ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/010211ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (imprimé)

1705-1495 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Nault, F., Roberge, R. & Berthelot, J.-M. (1996). Espérance de vie et espérance de vie en santé selon le sexe, l'état matrimonial et le statut socio-économique au Canada. *Cahiers québécois de démographie*, 25(2), 241–259.
<https://doi.org/10.7202/010211ar>

Résumé de l'article

Les inégalités sociales devant la mort et la santé persistent toujours au Canada en 1991 malgré l'espérance de vie très élevée dont jouissent les Canadiens et Canadiennes et malgré l'accès universel aux soins de santé. Cet article présente l'espérance de vie totale et en santé à 30 ans selon le sexe en fonction de l'état matrimonial et de deux variables définissant le statut socio-économique : le niveau d'éducation et le niveau de revenu du ménage. On y montre que : 1) il existe un gradient relativement important d'espérance de vie entre états matrimoniaux, niveaux d'éducation et niveaux de revenu, 2) ce gradient est toujours plus élevé chez les hommes que chez les femmes, 3) l'ajustement pour la santé l'accentue, et davantage pour les femmes que pour les hommes, 4) les différences de mortalité et de santé entre les hommes et les femmes se réduisent généralement à mesure que le statut socio-économique s'accroît. R est donc possible de réaliser encore d'énormes progrès dans la santé et la mortalité, non pas en accroissant la technologie médicale, mais en agissant sur les déterminants sociaux de la santé.

Espérance de vie et espérance de vie en santé selon le sexe, l'état matrimonial et le statut socio-économique au Canada

François NAULT, Roger ROBERGE
et Jean-Marie BERTHELOT *

Il existe une abondante littérature sur les différences de santé et de mortalité selon l'état matrimonial et le statut socio-économique au Canada (Henripin, 1961; Millar, 1983; Ugnat, 1987; Wilkins et al., 1989; Trovato et Lauris, 1989; Wolfson et al., 1991) et dans les autres pays développés (Kitagawa et Hauser, 1973; Black et al., 1982; Fox et al., 1985; Carr-Hill, 1987; Mare, 1988; Duleep, 1989; Fox, 1989; UN/WHO/CICRED, 1989; Williams, 1990; Pappas et al., 1993; Davey-Smith et al., 1994). Les variables le plus souvent utilisées pour définir le statut socio-économique sont le niveau d'éducation (Feldman et al., 1989; Millar et Stephen, 1993; Kunst et Mackenbach, 1994), le revenu (Wilkins et al., 1989; Wolfson et al., 1991) et la catégorie socio-professionnelle (Wunsch et al., 1996). L'analyse se présente différemment selon le sexe étant donné que le statut socio-économique des femmes a traditionnellement dépendu davantage de celui de leur conjoint que de leurs caractéristiques propres (Koskinen et Martellin, 1994).

Les écarts socio-économiques de santé et de mortalité observés montrent clairement que le niveau de connaissances et de technologies médicales n'est pas l'unique déterminant de la santé d'une population, ni même peut-être le principal. C'est en effet un paradoxe pour les tenants de la médecine curative que, malgré la hausse constante de l'espérance de vie et l'accès universel aux soins de santé, les gradients socio-économiques

* Les trois auteurs sont de Statistique Canada. Ils assument seuls la responsabilité du contenu de cet article et des opinions qui y sont formulées, qui ne représentent pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

de la santé et de la mortalité ne diminuent pas (Marmot et McDowall, 1986; Pappas et al., 1993).

L'objectif principal de cet article est de *quantifier*, et non pas d'expliquer, les gradients socio-économiques de santé et de mortalité au Canada à l'aide des plus récentes données disponibles. Les résultats sont présentés sous forme d'espérance de vie à 30 ans et d'espérance de vie en santé à 30 ans selon le sexe en fonction de l'état matrimonial et de deux variables définissant le statut socio-économique : le niveau d'éducation et le niveau de revenu du ménage.

DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Deux mesures d'espérance de vie par état matrimonial sont données : l'une où l'état matrimonial à 30 ans est maintenu constant, l'autre où il varie en fonction des taux de nuptialité, de remariage et de divorce observés en 1991. Pour l'analyse de la mortalité par niveau d'éducation et de revenu, un tout nouveau fichier de données, résultant de la collaboration du «Manitoba Center for Health Policy and Evaluation» et de Statistique Canada, a été utilisé. On y a couplé sur une base individuelle les données d'un échantillon représentatif de Manitobains recensés en 1986 avec les fichiers provinciaux d'utilisation des soins de santé pour la période 1983-1990 et avec les données de décès de l'état civil pour la période 1986-1993. Ce fichier est donc très riche : le recensement fournit des données démographiques et socio-économiques très détaillées, les fichiers d'utilisation des soins de santé un suivi des services de santé reçus (que nous n'utilisons pas ici), et les fichiers d'état civil la date et la cause du décès (Mustard et al., 1995). Pour tenir compte de la présence d'incapacités, nous avons utilisé les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995. L'originalité de cet article est donc d'intégrer des données de sources différentes pour produire un ensemble cohérent de mesures de la santé et de la mortalité.

L'espérance de vie à 30 ans a été retenue comme indice synthèse de mortalité pour plusieurs raisons : 1) à cet âge, les niveaux d'éducation et, dans une moindre mesure, les niveaux relatifs de revenu sont relativement stabilisés; 2) l'influence sur la mortalité différentielle des causes de décès accidentels, qui atteint un sommet entre 15 ans et 29 ans, est fortement réduite : les différences dans l'espérance de vie à 30 ans sont en grande partie dues aux grandes causes de décès, maladies

cardiovasculaires et cancer; 3) cela permet d'avoir des nombres de décès suffisants pour obtenir des taux de mortalité par sexe et groupe d'âge de cinq ans qui ne fluctuent pas de façon trop aléatoire.

Tables de mortalité par état matrimonial

Puisque l'état matrimonial est déclaré sur les certificats de décès, des tables de mortalité abrégées peuvent être calculées de façon classique, centrées sur le recensement de 1991¹. Elles ont été faites par état matrimonial légal, les personnes en union consensuelle (peu nombreuses au Manitoba) étant distribuées selon leur état matrimonial légal. Dans un premier temps, nous avons calculé des tables de mortalité simples, comme si les individus demeuraient toute leur vie dans l'état matrimonial qu'ils avaient à 30 ans. Cela synthétise les différences de mortalité entre états matrimoniaux mais paraît fort peu réaliste. Nous avons donc calculé, dans un deuxième temps, des espérances de vie selon l'état matrimonial à 30 ans à l'aide de tables de mortalité à entrées et sorties multiples qui permettent le changement d'état matrimonial. Ces tables simulent l'expérience d'une cohorte fictive qui suivrait les taux de nuptialité, de remariage et de divorce observés en 1991 (Nault et Bélanger, 1996).

Tables de mortalité par niveau d'éducation et de revenu

Les niveaux d'éducation et de revenu n'étant pas déclarés à l'état civil, on ne peut pas construire directement des tables de mortalité en fonction de ces variables comme on peut le faire avec l'état matrimonial. Comme nous l'avons mentionné en introduction, nous avons utilisé un fichier spécial dans lequel sont couplés, entre autres, les décès de la période 1986-1993 avec les individus d'un échantillon de 48 000 Manitobains recensés en 1986 et représentatifs des individus vivant en ménages privés². Les niveaux d'éducation et de revenu pro-

¹ Nous avons utilisé au numérateur des taux de mortalité la moyenne des décès de trois années (1990, 1991 et 1992), pour réduire les variations aléatoires. Les populations au premier juillet 1991, ajustées pour le sous-dénombrement net au recensement et incluant les résidents non permanents, ont été utilisées au dénominateur.

² Pour les détails méthodologiques, voir Mustard et al., 1995; Houle, 1995a et 1995b; Houle et al., 1996.

viennent donc des déclarations faites au recensement par les individus eux-mêmes, lorsqu'ils étaient encore vivants ³.

Comme les individus d'un même niveau d'éducation ou de revenu pourraient se classer dans un statut socio-économique différent selon l'âge atteint, il semblait préférable de diviser chaque sexe et groupe d'âge de dix ans en quatre tranches égales de niveau d'éducation et de revenu (les quartiles) plutôt que de calculer l'espérance de vie des universitaires ou celle des ménages disposant d'un revenu annuel de 50 000 dollars. Cette façon de fonctionner en termes relatifs paraissait préférable sur le plan conceptuel et permettait de disposer d'un nombre de décès suffisant dans chaque groupe d'âge, alors que cela n'aurait pas été le cas si nous avions utilisé des niveaux absolus d'éducation ou de revenu. Le niveau d'éducation a été considéré sur une base individuelle (indépendamment de celui du conjoint, le cas échéant), tandis que le revenu est celui que l'on obtient en additionnant tous les revenus de tous les membres du ménage âgés de 15 ans ou plus, corrigé pour tenir compte de la taille du ménage.

Les tables de mortalité faites pour l'ensemble de l'échantillon produisent des espérances de vie à 30 ans de 46,1 ans pour les hommes et de 52,3 ans pour les femmes pour la période 1986-1991. Cela se compare très bien aux moyennes des tables officielles du Manitoba des périodes 1985-1987 et 1990-1992, qui donnent 46,0 ans pour les hommes et 51,6 ans pour les femmes (Statistique Canada, 1990 et 1996).

Ajustement pour l'état de santé

Pour calculer les espérances de vie tenant compte de l'état de santé, nous avons appliqué un indice de niveau de santé estimé par sexe et groupe d'âge de cinq ans à la population stationnaire associée (L_x) à chacune des tables décrites ci-dessus. Les années de moins bonne santé se répartissent donc sur tous les âges et ne se concentrent pas nécessairement à la fin de la vie. Cet indice de niveau de santé a été construit à partir des questions de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 de Statistique Canada. Il résume les résultats de questions relatives à huit composantes de la santé (vision, audition, élocution, mobilité, émotion, pensée et mémoire,

³ Comme le recensement ne collecte pas le niveau d'éducation et de revenu des personnes vivant en institution, celles-ci ne font pas partie de l'échantillon considéré ici.

dextérité et niveau de douleur et d'inconfort) et varie sur une échelle de 0 à 1, 0 étant l'état ultime de décédé et 1 la santé parfaite (Wolfson, 1996; Berthelot et al., 1993; Roberge et al. 1995; Roberge et al. 1996). Chacun de ces aspects de la santé est pondéré en fonction d'une échelle de valeur construite à partir d'une enquête faite par une équipe de l'Université McMaster (Torrance, 1986; Torrance et al., 1992).

Limites

La petitesse de l'échantillon utilisé pour le calcul des espérances de vie par niveau d'éducation et de revenu produit des intervalles de confiance autour des espérances de vie qui peuvent atteindre 0,5 an (voir annexe, p. 257). L'échantillon exclut les personnes vivant en institution, dont la mortalité est plus élevée, et il se peut qu'il y ait des différences dans les taux d'institutionnalisation selon le revenu ou l'éducation. Les tables de mortalité par état matrimonial ne souffrent pas de ces problèmes de petits nombres.

Les facteurs de pondération permettant d'intégrer les huit aspects très différents de la santé en un seul indice de l'état de santé reposent sur une enquête à très petit échantillon qui n'est pas nécessairement représentative de la situation de l'ensemble de la population canadienne. Cet indice de l'état de santé a été construit à partir des réponses à l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 mais appliqué aux tables par état matrimonial de 1991 et aux tables manito-baines de la période 1986-1991. Pour l'état matrimonial, l'indice est basé sur l'état matrimonial «de fait» (les personnes vivant en union consensuelle sont classées avec les personnes légalement mariées), alors que les tables ont été construites par état matrimonial légal. La congruence entre les tables de mortalité et les indices de l'état de santé n'est donc pas parfaite mais paraissait suffisante pour permettre de les combiner.

RÉSULTATS

État matrimonial

État matrimonial constant

Les tables simples, qui impliquent une constance de l'état matrimonial atteint à 30 ans sur toute la vie, produisent un gradient d'espérance de vie à 30 ans très élevé, particulière-

ment pour les hommes (tableau 1, colonnes 1 et 2). Chez ceux-ci, on trouve une différence d'espérance de vie de sept ans entre les personnes mariées et les personnes célibataires. L'espérance de vie des hommes mariés se démarque nettement aussi de celle des veufs et des divorcés, avec des différences de 6,4 ans entre les hommes mariés et les veufs et de 4,4 ans entre les hommes mariés et les hommes divorcés. Pour les femmes, la différence entre les mariées et les célibataires est de 2,8 années; elle est de 2,7 années entre les mariées et les veuves et de 3,6 années entre les mariées et les divorcées. Les femmes divorcées ont la plus faible espérance de vie, alors que les hommes célibataires sont dans cette position. L'espérance de vie en santé est nettement plus faible que l'espérance de vie totale mais les différences entre les personnes mariées et les autres changent assez peu (tableau 1, colonnes 4 et 5). Les différences d'espérance de vie (tableau 1, colonne 3) et d'espérance de vie en santé (tableau 1, colonne 6) selon le sexe sont moins grandes chez les personnes mariées que chez celles des autres états matrimoniaux. Les deux dernières colonnes du tableau 1 montrent que la différence entre l'espérance de vie totale et l'espérance de vie en santé, qui donne la durée de vie en moins bonne santé, est généralement de plus de deux ans plus élevée chez les femmes que chez les hommes, mais elle est moins grande chez les personnes mariées que chez celles des autres états matrimoniaux, sauf pour les veufs.

État matrimonial variable

Si on utilise les tables à entrées et sorties multiples, qui simulent les changements d'états matrimoniaux observés en 1991, les gradients de mortalité entre états matrimoniaux se réduisent considérablement, sans toutefois disparaître complètement (tableau 2). Il est facile de comprendre que, par rapport au calcul précédent, la durée de vie des personnes mariées se réduit, parce que la majorité d'entre elles vivront des parties de leur vie dans d'autres états matrimoniaux, et celle des personnes des autres états matrimoniaux augmente, parce qu'une bonne partie d'entre elles se marieront et seront alors exposées à des risques de décéder moins élevés.

De nouveau, tenir compte de la santé accroît très peu le gradient : de 0,3 année seulement (tableau 2). Les différences d'espérance de vie entre les hommes et les femmes chez les personnes mariées sont légèrement moins élevées que celles des personnes des autres états matrimoniaux, alors que les diffé-

TABLEAU 1 — Espérance de vie totale et en santé à 30 ans par sexe et état matrimonial constant, Canada, 1991

| État matrimonial | Totale | | | En santé | | | En moins bonne (ou en mauvaise) santé ^b | |
|-----------------------|--------|------|--------------------|----------|------|--------------------|--|------|
| | H | F | F - H ^a | H | F | F - H ^a | H | F |
| Célibataire | 40,8 | 50,5 | 9,7 | 34,6 | 42,2 | 7,6 | 6,2 | 8,3 |
| Veuf | 41,4 | 50,6 | 9,2 | 36,1 | 42,5 | 6,4 | 5,3 | 8,1 |
| Divorcé | 43,4 | 49,9 | 6,5 | 37,0 | 41,3 | 4,2 | 6,4 | 8,7 |
| Marié | 47,8 | 53,4 | 5,6 | 42,0 | 45,5 | 3,5 | 5,8 | 7,8 |
| Gradient ^c | 7,0 | 2,8 | -4,1 | 7,4 | 3,3 | -4,1 | -0,4 | -0,5 |

a. Différence d'espérance de vie entre les hommes et les femmes.

b. Différence entre l'espérance de vie totale et l'espérance de vie en santé.

c. Différence d'espérance de vie entre les personnes mariées et les personnes célibataires.

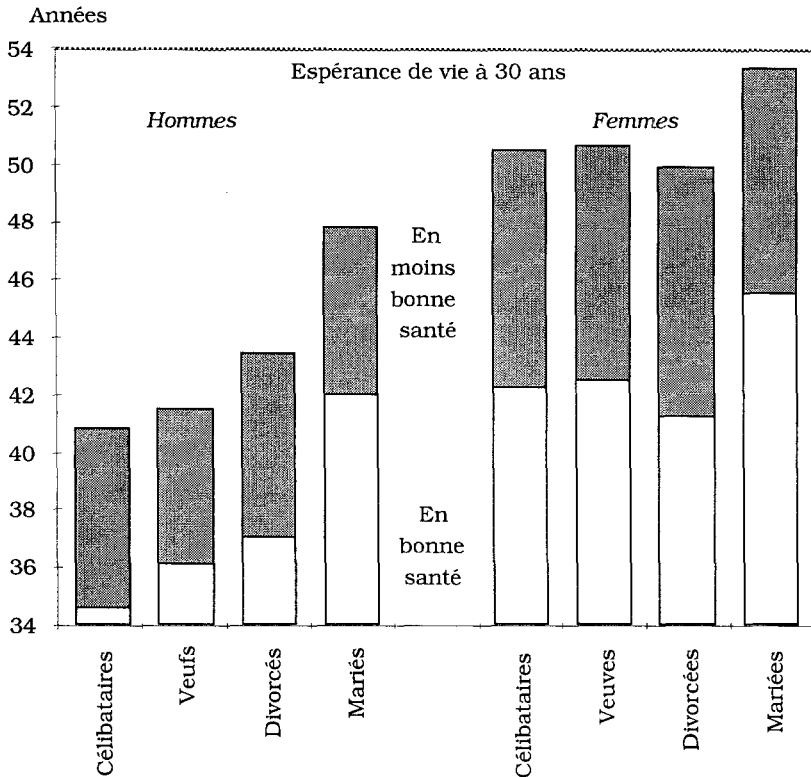


FIGURE 1 — Espérance de vie totale et en santé à 30 ans par sexe et état matrimonial constant, Canada, 1991

TABLEAU 2 — *Espérance de vie totale et en santé à 30 ans par sexe et état matrimonial variable, Canada, 1991*

| État matrimonial | Totale | | | En santé | | | En moins bonne (ou en mauvaise) santé ^b | |
|-----------------------|--------|------|--------------------|----------|------|--------------------|--|------|
| | H | F | F - H ^a | H | F | F - H ^a | H | F |
| Célibataire | 43,3 | 51,1 | 7,8 | 37,3 | 43,0 | 5,6 | 6,0 | 8,2 |
| Veuf | 44,7 | 51,3 | 6,6 | 39,4 | 43,3 | 3,9 | 5,3 | 7,9 |
| Divorcé | 46,0 | 51,5 | 5,5 | 40,0 | 43,3 | 3,3 | 6,0 | 8,2 |
| Marié | 46,6 | 52,1 | 5,4 | 40,9 | 44,2 | 3,3 | 5,7 | 7,8 |
| Gradient ^c | 3,3 | 0,9 | -2,4 | 3,6 | 1,3 | -2,3 | -0,3 | -0,3 |

a. Différence d'espérance de vie entre les hommes et les femmes.

b. Différence entre l'espérance de vie totale et l'espérance de vie en santé.

c. Différence d'espérance de vie entre les personnes mariées et les personnes célibataires.

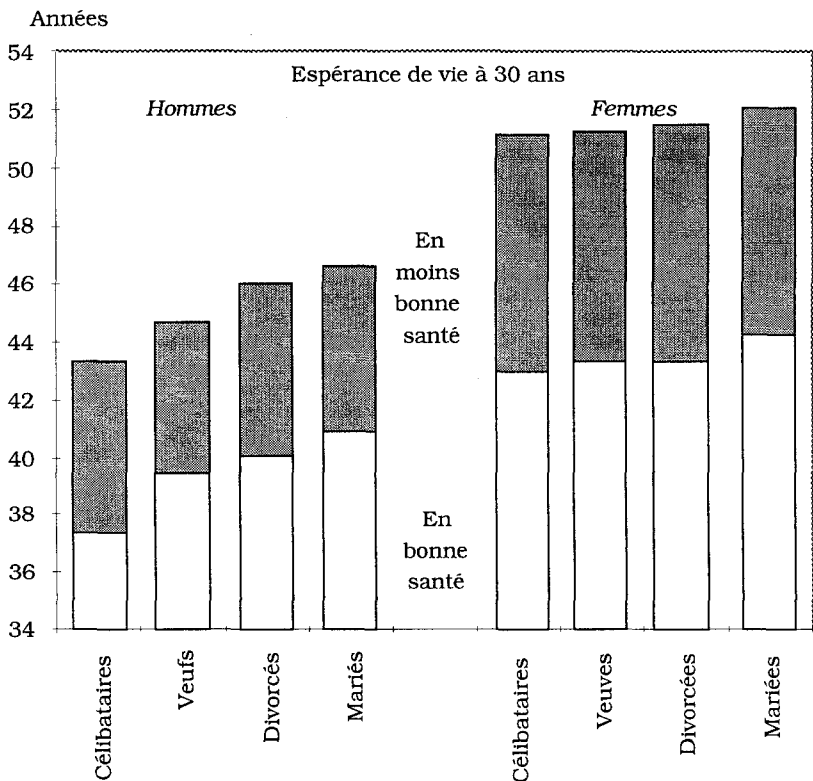


FIGURE 2 — *Espérance de vie totale et en santé à 30 ans par sexe et état matrimonial variable, Canada, 1991*

rences d'espérance de vie en santé entre les sexes des personnes mariées sont égales à celles des personnes divorcées. Les durées de vie en moins bonne santé sont plus faibles chez les personnes mariées, encore ici, exception faite pour les veufs.

Éducation

Les espérances de vie par niveau d'éducation et de revenu ont été calculées pour le Manitoba seulement. Chez les hommes, l'espérance de vie à 30 ans varie entre 44,5 ans pour le quartile d'éducation le plus faible et 47,7 ans pour le quartile le plus élevé (tableau 3). Chez les femmes, elle varie de 51,0 ans pour le quartile d'éducation le plus faible à 53,2 ans pour le plus élevé. Le gradient est donc plus élevé d'une année pour les hommes que pour les femmes. La différence d'espérance de vie entre hommes et femmes est plus élevée pour les niveaux plus faibles d'éducation que pour les niveaux plus élevés.

Quand on tient compte de la santé, les différences entre le quartile le plus élevé et le quartile le plus faible s'accroissent, surtout pour les femmes (tableau 3). La durée de vie en moins bonne santé est plus longue pour les femmes que pour les hommes, en particulier pour les femmes les moins instruites.

Revenu

On observe un gradient de cinq ans pour l'espérance de vie à 30 ans selon le revenu chez les hommes, ce qui est beaucoup plus élevé que ce qu'on avait observé pour le niveau d'éducation, en bonne partie parce que l'espérance de vie du plus faible quartile de revenu est de 1,2 an inférieure à celle du plus faible quartile d'éducation (tableau 4). Pour les femmes, le gradient d'espérance de vie mesuré avec le revenu est de 2,2 ans : exactement le même que le gradient mesuré avec l'éducation.

L'ajustement sur la santé accroît le gradient pour les deux sexes mais beaucoup moins pour les femmes que ce n'était le cas avec l'éducation (tableau 4). Cela fait que le gradient de l'espérance de vie en santé est beaucoup plus élevé pour les hommes que pour les femmes. On observe que les différences entre les hommes et les femmes ne diminuent pas linéairement à mesure que le quartile de revenu augmente.

Pour les hommes, la durée de vie en mauvaise santé diminue à mesure que le quartile de revenu augmente. Pour les femmes, il n'y a vraiment que celles du plus faible niveau de

TABLEAU 3 — *Espérance de vie totale et en santé à 30 ans par sexe et quartile de niveau d'éducation, Manitoba, 1986-1991*

| Niveau d'éducation | Totale | | | En santé | | | En moins bonne (ou en mauvaise) santé ^b | |
|-----------------------|--------|------|--------------------|----------|------|--------------------|--|-------|
| | H | F | F - H ^a | H | F | F - H ^a | H | F |
| Faible | 44,5 | 51,0 | 6,5 | 37,5 | 41,0 | 3,5 | 7,0 | 10,0 |
| Moyen-faible | 45,2 | 52,0 | 6,8 | 39,5 | 44,5 | 4,9 | 5,7 | 7,5 |
| Moyen-élevé | 47,6 | 52,2 | 4,6 | 41,8 | 45,0 | 3,1 | 5,8 | 7,2 |
| Élevé | 47,7 | 53,2 | 5,5 | 42,8 | 46,2 | 3,4 | 4,9 | 7,0 |
| Gradient ^c | 3,2 | 2,2 | - 1,0 | 5,3 | 5,2 | - 0,1 | - 2,1 | - 3,0 |

a. Différence d'espérance de vie entre les hommes et les femmes.

b. Différence entre l'espérance de vie totale et l'espérance de vie en santé.

c. Différence d'espérance de vie entre le quartile le plus élevé et le quartile le moins élevé.

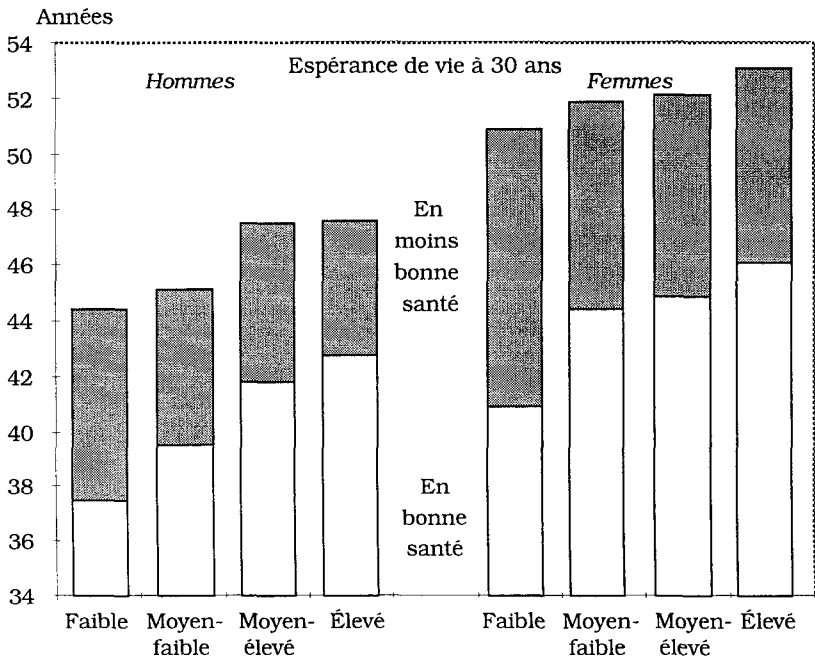


FIGURE 3 — *Espérance de vie totale et en santé à 30 ans par sexe et quartile de niveau d'éducation, Manitoba, 1986-1991*

TABLEAU 4 — Espérance de vie totale et en santé à 30 ans par sexe et quartile de revenu, Manitoba, 1986-1991

| Quartile de revenu | Totale | | | En santé | | | En moins bonne (ou en mauvaise) santé ^b | |
|-----------------------|--------|------|--------------------|----------|------|--------------------|--|------|
| | H | F | F - H ^a | H | F | F - H ^a | H | F |
| Faible | 43,3 | 51,2 | 7,9 | 36,8 | 42,5 | 5,7 | 6,5 | 8,7 |
| Moyen-faible | 46,5 | 51,4 | 5,0 | 40,6 | 43,6 | 2,9 | 5,9 | 7,9 |
| Moyen-élevé | 46,5 | 52,9 | 6,4 | 41,1 | 45,9 | 4,8 | 5,3 | 7,0 |
| Élevé | 48,3 | 53,4 | 5,1 | 43,4 | 46,2 | 2,9 | 4,9 | 7,2 |
| Gradient ^c | 5,0 | 2,2 | -2,8 | 6,6 | 3,7 | -2,9 | -1,6 | -1,6 |

- a. Différence d'espérance de vie entre les hommes et les femmes.
 b. Différence entre l'espérance de vie totale et l'espérance de vie en santé.
 c. Différence d'espérance de vie entre le quartile le plus élevé et le quartile le moins élevé.

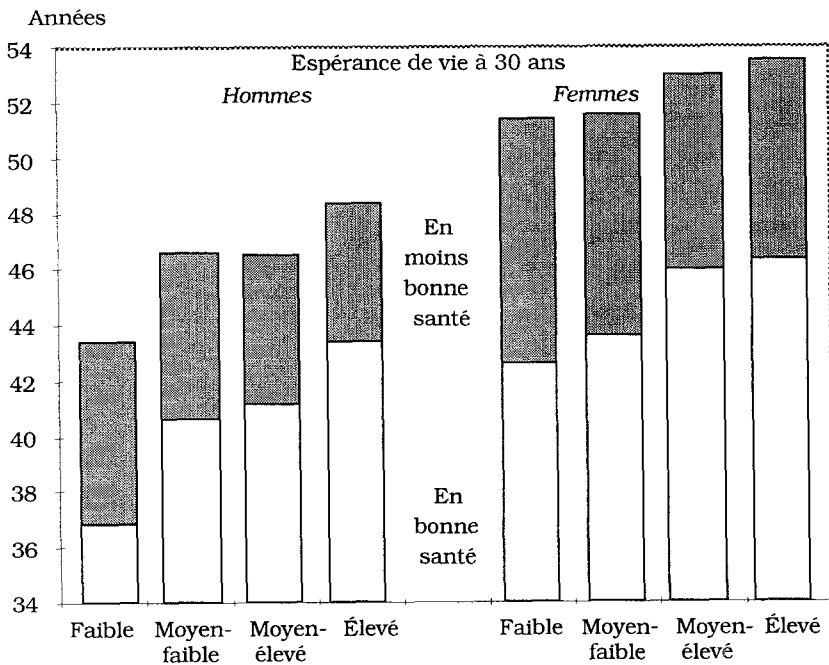


FIGURE 4 — Espérance de vie totale et en santé à 30 ans par sexe et quartile de revenu, Manitoba, 1986-1991

revenu qui passent une plus longue période en mauvaise santé, mais cette durée est moins longue (8,7 ans) que celle des femmes du plus faible quartile d'éducation (10 ans).

ANALYSE

Les données utilisées ici reproduisent des résultats bien connus : les femmes ont une espérance de vie plus élevée que les hommes mais une plus longue durée de vie en moins bonne santé. On constate aussi que : 1) il existe un gradient relativement important d'espérance de vie entre états matrimoniaux, niveaux d'éducation et niveaux de revenu, 2) ce gradient est toujours plus élevé chez les hommes que chez les femmes, 3) l'ajustement pour la santé l'accentue, et davantage pour les femmes que pour les hommes, 4) les différences de mortalité et de santé entre les hommes et les femmes se réduisent généralement à mesure que le statut socio-économique s'accroît.

Les différences d'espérances de vie entre états matrimoniaux et statuts socio-économiques sont le reflet des différences de mortalité. Les différences dans les espérances de vie ajustées sur la santé indiquent des différences pour les maladies qui ne tuent pas subitement, y compris les maladies non mortelles. Les personnes d'états matrimoniaux autres que « marié » et de plus faibles niveaux d'éducation et de revenu sont donc doublement affligées. Cela se vérifie plus pour les femmes, qui ont une espérance de vie et une durée de vie en moins bonne santé plus longues que les hommes.

Une partie des associations observées pourrait s'expliquer par un effet de sélection (Fox et al., 1985). À cause d'une santé plus fragile ou de handicaps, une partie de la population ne s'est pas mariée ou est demeurée dans les quartiles plus faibles d'éducation ou de revenu. Cela expliquerait que les espérances de vie et les espérances de vie ajustées sur la santé soient plus faibles pour elle. Mais, vraisemblablement, cet effet de sélection n'explique pas toute l'association (Mustard et al., 1995).

L'effet de causalité inverse est qu'un niveau d'éducation ou de revenu inférieur ou le fait de ne pas se marier influence négativement l'état de santé et, ultimement, le niveau de la mortalité. Cela peut s'expliquer par toutes sortes de raisons : moins bon logement, moins bonne alimentation, comportements plus à risques, notamment en ce qui a trait à la consommation de cigarettes et d'alcool, emploi plus à risque, moins de contrôle sur sa vie, etc.

Dans le cas du gradient sur l'état matrimonial, cela pourrait être relié au fait d'être parent et, donc, d'avoir la responsabilité de l'éducation d'enfants, situation qui incite les individus, en particulier les hommes, à adopter des habitudes de vie plus saines (Wyke et Ford, 1992). Les enfants apportent aussi soutien et affection dans la vieillesse, et des recherches ont démontré l'importance de ces éléments pour la santé (Cohen et Syme, 1985).

Bien que les niveaux d'éducation et de revenu soient corrélés, il n'est pas sûr que la façon dont chacune de ces variables influence la santé soit similaire. Le niveau d'éducation peut être considéré comme un indicateur de statut socio-économique de long terme alors que les revenus, qui fluctuent au cours de la vie, seraient un indicateur de plus court terme. Les différences de revenu influencent le niveau de confort matériel et la qualité de l'environnement, alors que le niveau d'éducation pourrait être relié plutôt à des différences de comportements, d'attitudes, de styles de vie et d'aptitudes à résoudre les difficultés de la vie (House et al., 1990; Rogot et al., 1992).

Des recherches ont aussi montré que le degré de contrôle que les individus exercent sur leur vie, en particulier sur leur vie professionnelle, le sentiment de cohésion, c'est-à-dire la capacité de comprendre ce qui agit sur sa vie et ce qui se passe dans son environnement (Antonovsky, 1993), la capacité de faire face au stress sont autant d'éléments qui influencent l'état de santé (Hood et al., 1996; Beaudet, 1996). Il est probable que ces expériences psychologiques varient selon le groupe social et expliquent en partie les différences de mortalité et de santé entre les groupes. De même, les conditions de vie dans l'enfance influencent grandement tout le développement des individus. Ces conditions, qui diffèrent aussi très probablement selon les groupes sociaux, pourraient expliquer une partie des différences de mortalité et de santé, même après 30 ans.

Comment expliquer que les gradients soient toujours plus élevés pour les hommes que pour les femmes ? Peut-être les hommes sont-ils plus sensibles à l'état matrimonial et au statut socio-économique. Dans ce sens, il est intéressant que ce soit le revenu qui produise le plus fort gradient. Les hommes de plus faible statut socio-économique occupent peut-être des emplois plus physiques et plus à risque que les femmes de même statut (Koskinen et Martellin, 1994). Ces hommes travaillent comme manœuvres dans la construction, dans des entrepôts, conduisent des véhicules lourds, bref, font des

métiers qui comportent des risques physiques ou qui usent physiquement (Marshall, 1996). Dans le cas des femmes, par contre, ou bien elles demeurent à la maison, ou bien les métiers moins rémunérés ou exigeant moins de scolarité pour elles se trouvent en bonne partie dans les services (réceptionnistes, vendeuses, serveuses, etc.) et sont donc moins à risque physiquement. Enfin, les hommes sans conjointe ont peut-être plus tendance à adopter des comportements moins sains et plus à risque ou à négliger leur santé que les femmes sans conjoint.

Les inégalités sociales devant la mort et la santé persistent toujours au Canada en 1991 malgré l'espérance de vie très élevée dont jouissent les Canadiens et Canadiennes et malgré l'accès universel aux soins de santé. Nous présentions ici les données les plus récentes pour le démontrer. Il est donc possible de réaliser encore d'énormes progrès dans la santé et la mortalité, non pas en accroissant la technologie médicale, mais en agissant sur les déterminants sociaux de la santé.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANTONOVSKY, A., 1993. «The structure and properties of the sense of coherence scale», *Social Science and Medicine*, 36, 6 : 725-733.
- BEAUDET, M. P., 1996. «Dépression», *Rapports sur la santé*, 7, 4 : 11-25 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).
- BERTHELOT, J.-M., R. ROBERGE et M. C. WOLFSON, 1993. *Le Calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour l'Ontario*. Statistique Canada, Direction des études analytiques, Document de recherche no 50.
- BLACK, D., J. MORRIS, C. SMITH et P. TOWNSEND, 1982. *Inequalities in Health: The Black Report*. New York, Penguin Books.
- CARR-HILL, R., 1987. «The inequalities in health debate: A critical review of the issues», *Journal of Social Policy*, 16, 4 : 509-542.
- COHEN, S., et L. S. SYME, 1985. *Social Support and Health*. Orlando, Florida, Academic Press.
- DAVEY SMITH, G., D. BLANE et M. BARTLEY, 1994. «Explanations for socioeconomic differentials in mortality: Evidence from Britain and elsewhere», *European Journal of Public Health*, 4, 2 : 131-144.
- DULEEP, H. O., 1989. «Measuring socioeconomic mortality differentials over time», *Demography*, 26, 2 : 345-351.
- FELDMAN, J. J., D. M. MAKUC, J. C. KLEINMAN et J. CORNONI-HUNTLEY, 1989. «National trends in educational differentials in mortality», *American Journal of Epidemiology*, 129, 5 : 919-933.

- FOX, J., éd., 1989. *Health Inequalities in European Countries*. Gower, Aldershot.
- FOX, A. J., P. O. GOLDBLATT et D. JONES, 1985. «Social class mortality differentials: artefact, selection or life circumstances?» *Journal of Epidemiology and Community Health*, 39 : 1-8.
- HENRIPIN, J., 1961. «L'inégalité sociale devant la mort : la mortalité infantile et la mortalité infantile à Montréal», *Recherches sociographiques*, 2, 1 : 3-34.
- HOOD, S., M. P. BEAUDET et G. CATLIN, 1996. «La santé : une question d'attitude», *Rapports sur la santé*, 7, 4 : 27-36 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).
- HOULE, C., 1995a. *A Validation Study of the Manitoba Linkage Project: Comparing Names and Addresses for Assessing the Quality of the Linkage*. Ottawa, Statistique Canada, inédit.
- HOULE, C., 1995b. *Precision of the Sample Estimate of Population Utilization of Hospital Care*. Manitoba Centre for Health Policy and Evaluation, Statistics Canada/MCHPE Linkage Project, Technical Note 6, inédit.
- HOULE, C., J.-M. BERTHELOT, P. DAVID et al., 1996. *Projet d'appariement du recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : composantes des ménages privés*. Statistique Canada, Direction des études analytiques, Document de recherche no 91.
- HOUSE, J. S., R. C. KESSLER, A. R. HERZOG et al., 1990. «Age, socioeconomic status and health», *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 68, 3 : 383-411.
- KITAGAWA, E. M., et P. M. HAUSER, 1973. *Differential Mortality in the United States: A Study of Socioeconomic Epidemiology*. Cambridge, Harvard University Press.
- KOSKINEN, S., et T. MARTELLIN, 1994. «Pourquoi les femmes sont-elles moins inégales que les hommes devant la mort ? Une analyse des données finlandaises», *Population*, 2 : 395-414.
- KUNST, A. E., et J. P. MACKENBACH, 1994. «The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries», *American Journal of Public Health*, 84, 6 : 932-937.
- MARE, R. D., 1988. «Itinéraires socio-économiques et différences de mortalité chez les hommes âgés aux États-Unis» dans J. VALLIN, S. D'SOUZA et A. PALLONI, éd. *Mesure et analyse de la mortalité : nouvelles approches*. Paris, Éditions de l'INED, Travaux et documents, Cahier no 119 : 401-424.
- MARMOT, M. G., et M. E. MCDOWALL, 1986. «Mortality decline and widening social inequalities», *Lancet* : 274-276.
- MARSHALL, K., 1996. «Un job ou la vie», *L'emploi et le revenu en perspective*, 8, 2 : 29-35 (Statistique Canada, no 75-001 au catalogue).
- MILLAR, W. J., 1983. «Sex differences in mortality by income level in urban Canada», *Canadian Journal of Public Health*, 74, 5 : 329-334.

- MILLAR, W. J., et T. STEPHEN, 1993. «Statut social et risques pour la santé des adultes canadiens : 1985 et 1991», *Rapports sur la santé*, 5, 2 : 143-156 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).
- MUSTARD, C., S. DERKSEN, J.-M. BERTHELOT, M. WOLFSON, L. L. ROOS et K. C. CARRIERE, 1995. *Socioeconomic Gradients in Mortality and the Use of Health Care Services at Different Stages in the Life Course*. University of Manitoba, Faculty of Medicine, Department of Community Health Sciences, Manitoba Centre for Health Policy and Evaluation, 136 pages.
- NAULT, F., et A. BÉLANGER, 1996. *Le Déclin du mariage au Canada, de 1986 à 1991*. Statistique Canada, no 84-536 au catalogue, 45 pages.
- PAPPAS, G., S. QUEEN, W. HADDEN et G. FISHER, 1993. «The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986», *New England Journal of Medicine*, 329 : 103-109.
- ROBERGE, R., J.-M. BERTHELOT et M. WOLFSON, 1995. «Indice de l'état de santé : mesurer les écarts dans l'état de santé en Ontario, selon la situation économique», *Rapports sur la santé*, 7, 2 : 29-37 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).
- ROBERGE, R., J.-M. BERTHELOT et M. WOLFSON, 1996. *Inégalité dans les domaines socioéconomiques et de la santé*. Statistique Canada, inédit.
- ROGOT, E., P. D. SORLIE et N. J. JOHNSON, 1992. «Life expectancy by employment status, income, and education in the national longitudinal mortality status», *Public Health Reports*, 107, 4 : 457-461.
- SMITH, D. P., 1992. *Formal Demography*. New York, Plenum Press, 329 pages.
- STATISTIQUE CANADA, 1990. *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1985-1987*. *Rapports sur la santé*, 2, 4, Supplément no 13.
- STATISTIQUE, CANADA, 1996. *Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires, 1990-1992*. No 84-537 au catalogue.
- TORRANCE, G. W., 1986. «Measurement of health state utilities for economic appraisal: A review», *Journal of Health Economics*, 5 : 1-30.
- TORRANCE, G. W., Y. ZHANG, D. FEENY et W. FURLONG, 1992. *Multi-attribute Preference Functions for a Comprehensive Health Status Classification System*. Hamilton, McMaster University Centre for Health Economics and Policy Analysis, Communication 92-18 : 1-61.
- TROVATO, F., et G. LAURIS, 1989. «Marital status and mortality in Canada», *Journal of Marriage and the Family*, 121 : 907-922.

- UGNAT, A. M., et al., 1987. «Life expectancy by sex, age and income level», *Chronic Disease in Canada*, 8 : 12-13.
- UN/WHO/CICRED NETWORK, 1989. *Socioeconomic Differential Mortality in Industrialized Societies*. 5th Meeting's Proceedings, Paris, 6-8 décembre.
- WILKINS, R., O. ADAMS et A. BRANCKER, 1989. «Évolution de la mortalité selon le revenu dans les régions urbaines du Canada entre 1971 et 1986», *Rapports sur la santé*, 1, 2 : 137-174 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).
- WILLIAMS, D. R., 1990. «Socioeconomic differentials in health: A review and redirection», *Social Psychology Quarterly*, 53, 2 : 81-99.
- WOLFSON, M. C., G. ROWE, J. F. GENTLEMAN et M. TOMIAK, 1991. *L'Incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans*. Statistique Canada, Direction des études analytiques, Document de recherche no 30.
- WOLFSON, M. C., 1996. «Espérance de vie ajustée sur la santé», *Rapports sur la santé*, 8, 1 : 43-49 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).
- WUNSCH, G., J. DUCHÊNE, E. THILTGÈS et M. SALHI, 1996. «Socio-economic differences in mortality. A life course approach», *European Journal of Population*, 12, 2 : 167-185.
- WYKE, S., et G. FORD, 1992. «Competing explanations for associations between marital status and health», *Social Science and Medicine*, 34, 5 : 523-532.

ANNEXE

*Espérance de vie à 30 ans et intervalle de confiance
par sexe et quartile d'éducation et de revenu*

| Quartile | Éducation | | | | Revenu | | | |
|--------------|-------------|------|-------------|------|-------------|------|-------------|------|
| | Hommes | I.C. | Femmes | I.C. | Hommes | I.C. | Femmes | I.C. |
| Faible | 44,5 ± 0,38 | | 51,0 ± 0,40 | | 43,3 ± 0,39 | | 51,2 ± 0,43 | |
| Moyen-faible | 45,2 ± 0,41 | | 52,0 ± 0,37 | | 46,5 ± 0,41 | | 51,4 ± 0,44 | |
| Moyen-élevé | 47,6 ± 0,40 | | 52,2 ± 0,35 | | 46,5 ± 0,48 | | 52,9 ± 0,37 | |
| Élevé | 47,7 ± 0,42 | | 53,2 ± 0,50 | | 48,3 ± 0,39 | | 53,4 ± 0,35 | |
| Total | 46,2 ± 0,19 | | 52,2 ± 0,20 | | 46,1 ± 0,19 | | 52,3 ± 0,20 | |

I.C. : Estimation de l'intervalle de confiance à 95 % (Smith, 1992).

RÉSUMÉ — ABSTRACT — RESUMEN

NAULT François, ROBERGE Roger et BERTHELOT Jean-Marie — ESPÉRANCE DE VIE ET ESPÉRANCE DE VIE EN SANTÉ SELON LE SEXE, L'ÉTAT MATRIMONIAL ET LE STATUT SOCIO-ÉCONOMIQUE AU CANADA

Les inégalités sociales devant la mort et la santé persistent toujours au Canada en 1991 malgré l'espérance de vie très élevée dont jouissent les Canadiens et Canadiennes et malgré l'accès universel aux soins de santé. Cet article présente l'espérance de vie totale et en santé à 30 ans selon le sexe en fonction de l'état matrimonial et de deux variables définissant le statut socio-économique : le niveau d'éducation et le niveau de revenu du ménage. On y montre que : 1) il existe un gradient relativement important d'espérance de vie entre états matrimoniaux, niveaux d'éducation et niveaux de revenu, 2) ce gradient est toujours plus élevé chez les hommes que chez les femmes, 3) l'ajustement pour la santé l'accroît, et davantage pour les femmes que pour les hommes, 4) les différences de mortalité et de santé entre les hommes et les femmes se réduisent généralement à mesure que le statut socio-économique s'accroît. Il est donc possible de réaliser encore d'énormes progrès dans la santé et la mortalité, non pas en accroissant la technologie médicale, mais en agissant sur les déterminants sociaux de la santé.

NAULT François, ROBERGE Roger and BERTHELOT Jean-Marie—LIFE EXPECTANCY AND HEALTH EXPECTANCY IN CANADA BY SEX, MARITAL STATUS AND SOCIOECONOMIC STATUS

Social inequalities with regard to death and health still persist in Canada in 1991, despite Canada's very high life expectancy and universal access to health care. This article presents total life expectancy and health expectancy at age 30 by sex, marital status, and two variables used to define socioeconomic status: level of education and household income. The article shows that: 1) there is a relatively important difference in life expectancy according to marital status, level of education and income; 2) this difference is always greater for men than women; 3) adjusting for health further accentuates this difference, and more so for women than men; and 4) the differences between men and women in mortality and health generally decrease as socioeconomic status increases. So it is still possible to achieve tremendous progress in the area of health and mortality, not by enhancing medical technology, but through efforts targeting the social determinants of health.

NAULT François, ROBERGE Roger y BERTHELOT Jean-Marie — ESPERANZA DE VIDA Y ESPERANZA DE VIDA EN SALUD SEGÚN EL SEXO, EL ESTADO CIVIL Y EL ESTATUTO SOCIOECONÓMICO EN CANADÁ

Las desigualdades sociales frente a la muerte y a la salud siguen persistiendo en Canadá en 1991, pese a la esperanza de vida muy

RÉSUMÉ — ABSTRACT — RESUMEN

elevada de la que gozan los y las Canadienses, y pese al acceso universal a los cuidados médicos. El presente artículo presenta la esperanza de vida total y en salud a los 30 años, según el sexo, en función del estado civil y de dos variables que definen el estatuto socioeconómico: el nivel de educación y el nivel de ingreso de la familia. Se demuestra que: 1) existe un gradiente relativamente importante de esperanza de vida entre estados civiles, niveles de educación y niveles de ingreso, 2) este gradiente es siempre más elevado en los hombres que en las mujeres, 3) el ajuste por la salud lo acentúa, y aún más para las mujeres que para los hombres, 4) las diferencias de mortalidad y de salud entre hombres y mujeres disminuyen generalmente a medida que se incrementa el estatuto socioeconómico. Así, es posible realizar aún más progresos en materia de salud y de mortalidad, mas no incrementando la tecnología médica, sino actuando sobre los determinantes sociales de la salud.