

# CONSÉQUENCES DE LA RÉDUCTION DU TAUX DE FÉCONDITÉ

## sur la santé des femmes\*

Jennifer Payne, M.Sc. (Santé Canada)

### Historique

Au cours des quatre dernières décennies, les indices synthétiques de fécondité (ISF, ou nombre d'enfants que chaque femme porte en moyenne) ont diminué dans le monde entier et en particulier dans les pays industrialisés comme le Canada (figure 1). Le taux de fécondité au Canada a diminué de plus de 60 % pour tomber de 3,90 par femme en 1960 à 1,49 en 2000, ce qui est au-dessous du seuil de renouvellement des générations, qui s'établit à 2,1 enfants par femme. [1, 2] On n'a toutefois pas étudié à fond, dans les ouvrages, l'effet de ces changements des ISF sur la santé des femmes. [3]

Ce chapitre présente de l'information sur les tendances de la fécondité au Canada et dans le monde (entre 1960 et 2000), ainsi que certains des liens établis entre la parité et la santé dans les ouvrages. On examine en outre la tendance de la taille de la famille en fonction de diverses variables socio-démographiques, ainsi que le lien entre la taille de la famille (nombre d'enfants) et la probabilité de résultats cliniques spécifiques (comme le fait d'avoir un partenaire, de ne pas avoir terminé ses études secondaires, d'être au chômage et de juger son état de santé « bon à excellent ») chez les femmes et les hommes. On a aussi analysé les facteurs associés à l'intention d'avoir des enfants.

### Tendances du taux de fécondité

#### Tendances mondiales

Entre 1960 et 2000, les ISF ont diminué dans toutes les régions, même si la chute a été plus marquée dans les régions moins développées, y compris toutes celles de l'Afrique, de l'Amérique latine et des Caraïbes, de l'Asie (sauf le Japon), de la Mélanésie, de la Micronésie et de la Polynésie. [4] Beaucoup de facteurs ont contribué à la baisse des ISF, y compris le fait que les femmes sont plus instruites, [5] l'accès à des moyens de contraception efficaces, le report du mariage et la culture. [6, 7]

---

\* Les opinions exprimées dans ce rapport ne représentent pas nécessairement celles de l'Initiative sur la santé de la population canadienne, de l'Institute canadien d'information sur la santé ou de Santé Canada.



Même si des enquêtes nationales sur la fécondité réalisées aux États-Unis et au Canada en 1995 ont indiqué que les femmes canadiennes et américaines veulent avoir le même nombre d'enfants — 2,2 en moyenne — les ISF en 2000 se sont établis à 1,49 au Canada [6] comparativement à 2,06 aux États-Unis [8] : l'écart s'est creusé de deux tiers depuis 20 ans. Une analyse de l'écart montre que la différence est attribuable à 60 % à des taux de fécondité différents chez les femmes de 20 à 29 ans et que l'écart de la fécondité chez les adolescentes (15 à 19 ans) en explique un autre tiers. Le taux de fécondité selon l'âge chez les femmes de 30 ans et plus est le même dans les deux pays. [6] Les hypothèses avancées pour expliquer l'écart des ISF entre les deux pays comprennent (i) la différence au niveau de la période du mariage (on se marie plus tôt et plus souvent aux États-Unis), (ii) la différence quant au moment de la naissance du premier enfant, 29 ans en moyenne au Canada et 27 ans aux États-Unis, (iii) l'accès plus facile aux moyens de contraception au Canada et (iv) l'économie plus robuste et le chômage plus faible aux États-Unis. [6]

### Tendances provinciales et territoriales

Au Canada, les ISF varient considérablement selon la province et le territoire. Ce sont les provinces de l'Atlantique (Terre-Neuve-et-Labrador, Nouveau-Brunswick et Nouvelle-Écosse), ainsi que le Québec et la Colombie-Britannique, qui enregistrent les taux de fécondité les plus faibles. Les provinces des Prairies (Manitoba, Saskatchewan et Alberta) et l'ensemble des territoires affichent les taux les plus élevés. On croit que ces taux de fécondité plus élevés sont attribuables en partie à la population autochtone plus importante en nombre (qui compte plus de jeunes femmes et où le taux de fécondité est plus élevé) dans les provinces et territoires en question (figure 2). En 2000, le nombre de naissances vivantes est tombé dans l'ensemble des provinces et des territoires du Canada, sauf dans les Territoires du Nord-Ouest, où il a augmenté de 2,1 %. [2]

### Tendances sociales et économiques

#### Âge de la mère

Au cours de la période de 1969 à 1999, l'âge moyen de la mère est passé de 23,7 ans à presque 29 ans et le pourcentage des naissances chez les femmes de 30 ans et plus a augmenté régulièrement de 1986 à 1999 (pour passer de 29 % en 1986 à 45 % en 1999). [9, 10] La fécondité a toutefois diminué dans l'ensemble et c'est chez les femmes âgées de 20 à 24 ans et chez les adolescentes que la chute de la fécondité selon l'âge au Canada a été la plus marquée : au cours des 30 dernières années les taux ont diminué de 59 % et 55 % respectivement. Le taux de fécondité chez les 25 à 29 ans a aussi diminué, de quelque 33 %. Par ailleurs, le taux de fécondité chez les femmes de 30 à 34 ans est demeuré stable ou a diminué plus lentement. [9-11] De même, entre 1971 et 1999, le pourcentage des premières naissances chez les 20 à 24 ans et chez les 15 à 19 ans a diminué pour tomber de 46 % à 24 % et de 24 % à 11 % respectivement, tandis qu'il augmentait dans tous les groupes d'âge chez les femmes de 25 ans et plus. [10]

#### Mariage/parténariat

Une diminution du nombre de mariages, ou du moins un report du mariage, particulièrement dans les pays industrialisés, a contribué au fléchissement de la fécondité même si le nombre de grossesses hors mariage a augmenté. [12-15] Au Canada, les mères célibataires donnaient naissance à environ 4 % seulement des enfants au cours des années 1950, [9] pourcentage qui a atteint 24 % en 1990 [16] et 32 % en 1999. [10] Même s'il demeure important, le mariage semble être devenu moins primordial pour les femmes à mesure qu'elles s'instruisent et font partie de la population active. [17] Dans son analyse de l'Enquête sociale générale (ESG) de 1995, Dupuis a constaté que les Canadiens mariés ou qui prévoyaient se marier avaient l'intention d'avoir plus d'enfants que ceux qui ne prévoyaient pas le faire. [18] Dupuis a aussi montré que la popularité des unions de fait augmente dans tous les groupes d'âge, mais que ce sont plus souvent les personnes plus jeunes qui vivent dans de telles relations. Ces données correspondent aux statistiques qui révèlent une augmentation du pourcentage des naissances de mères célibataires dans presque toutes les provinces et tous les territoires. [9, 10] Cette tendance est particulièrement évidente au Québec et dans les Territoires du Nord-Ouest, où le pourcentage des naissances de mères célibataires a augmenté de 25 % et 15 % respectivement entre 1986 et 1996. [11]

## Niveau d'études

Beaucoup de chercheurs [19-22] ont documenté le lien entre le niveau d'études, et en particulier le niveau d'instruction de la mère, et la fécondité. Des recherches ont toutefois indiqué que ce sont principalement les femmes qui ont au moins terminé leurs études secondaires qui ont tendance à reporter la procréation. [3, 23] Il se peut en outre que les taux de fécondité spécifiques au niveau d'instruction ne diminuent pas. [5]

## Origine ethnique

La culture est un facteur important qui joue sur le nombre d'enfants qu'une femme aura pendant sa vie. Les données américaines révèlent d'importantes différences entre les divers groupes ethniques. Aux États-Unis en 2001, l'ISF était plus bas chez les Blanches d'origine non hispanique (1,85 enfant par femme), et plus élevé chez les femmes d'origine hispanique (3,17). [25] De même, au Canada, le taux de fécondité chez les Canadiennes autochtones dépasse de moitié celui des Canadiennes non autochtones [24] et il y a aussi des différences entre les taux de fécondité chez les femmes nées au Canada et les Canadiennes d'origine étrangère. [25] Dans son étude sur l'impact social et économique de la durée du congé de maternité dans 160 pays, Nizalova a constaté que l'effet de politiques semblables variait selon des groupes de pays. Les congés de maternité plus longs faisaient monter les taux de fécondité dans certains pays et les faisaient baisser dans d'autres. Ces chercheurs ont laissé entendre que la culture et les traditions locales jouent un rôle important dans la détermination des taux. [26]

## Mieux-être économique

Le lien entre la pauvreté et les ISF est bien documenté dans les ouvrages et illustré par le rapport établi entre les ISF et le revenu national brut (RNB par habitant corrigé du pouvoir d'achat). [27] Tout indique toutefois que dans les pays industrialisés, une augmentation de l'incertitude à l'égard du revenu à venir peut retarder la procréation. [28] Haub indique qu'un manque de confiance dans l'économie et un revenu insuffisant ont joué un rôle important dans la baisse de la fécondité en Russie, qui est tombée de 1,9 en 1990 à 1,4 en 1993. [29] De même, l'incertitude économique plus grande au Canada était au nombre de raisons invoquées pour expliquer l'écart des ISF qui se creuse entre les États-Unis et le Canada depuis 20 ans. Même si les taux de chômage se ressemblaient chez les jeunes Canadiens et les jeunes Américains au début des années 1980, ils étaient toujours plus élevés chez les jeunes Canadiens au cours des années 1990. [6]

## Baisse de la parité et risque de maladie

Même s'il semble évident que le fait d'avoir des enfants peut avoir un effet sur la qualité de la vie d'une personne sur les plans social et psychologique, on reconnaît moins en général que le fait d'avoir des enfants et d'avoir un nombre particulier d'enfants a des répercussions sur la tendance du risque de maladie chez une femme. La recherche a montré qu'il existe des liens entre la parité et plusieurs maladies : cancer du sein, de l'ovaire, de l'endomètre, de l'utérus, colorectal, du col et du rein, polyarthrite rhumatoïde, leucémie, diabète, maladie d'Alzheimer, incontinence urinaire et obésité, par exemple.

On a établi un lien à la fois entre la parité élevée et le jeune âge au cours de la première grossesse et une réduction du risque de cancer du sein, [30-34] même si des recherches récentes laissent entendre que cette réduction du risque peut différer selon l'âge et l'origine ethnique. Palmer et al. ont constaté que chez les femmes Afro-américaines de moins de 45 ans, on établissait un lien entre la parité et un risque accru de cancer du sein, comparativement à une baisse du risque chez les femmes de 45 ans et plus. [35] On a de plus démontré que le fait d'avoir des enfants (ainsi que des grossesses incomplètes) protégeait contre le cancer de l'ovaire, et en particulier les femmes qui ont des antécédents familiaux de ce type de cancer. [36-38] Plusieurs groupes de recherche ont aussi montré que des grossesses nombreuses et l'âge plus avancé à la première naissance protègent contre le cancer de l'endomètre. [39-43] On a aussi signalé des liens entre la parité et la réduction du risque d'ostéoporose, [44, 45] de polyarthrite rhumatoïde, [46] de certaines leucémies, [47] de cancer colorectal [48] et de diabète. [49, 50]



On a par ailleurs établi un lien entre de nombreuses grossesses et un risque accru de cancer du col chez les femmes dont le test de dépistage du papillomavirus produit un résultat positif, [51] de maladie d'Alzheimer, [52] d'incontinence urinaire, [53-55] d'obésité, [56] de calculs biliaires causés par le cholestérol [57] et de cancer des cellules rénales. [58] On a aussi établi un lien entre le nombre élevé de grossesses et des facteurs de risque de coronaropathie comme l'augmentation de la plaque dans l'artère carotidienne, des taux moins élevés de cholestérol ADL (lipoprotéine de haute densité) et des ratios élevés de glucose-insuline longtemps après la fin de la période de procréation. [59]

Il est clair qu'il serait utile de mieux comprendre l'évolution de la tendance des risques de maladie chez les femmes en fonction de la parité pour les femmes qui doivent prendre des décisions sur leur fécondité, ainsi que pour les praticiens de la santé qui élaborent des politiques et des programmes reliés à la santé des femmes. Un travail plus poussé s'impose dans ce domaine.

## Méthodes

### Sources de données

On a utilisé des données tirées du Cycle 10 de l'ESG, La famille, de 1995 pour analyser la distribution de la taille de la famille selon les caractéristiques socio-démographiques, le lien entre la taille de la famille et des déterminants particuliers de la santé, et aussi des facteurs associés à l'intention d'avoir des enfants. L'ESG de 1995 a porté avant tout sur la famille et les antécédents conjugaux (mariage et unions de fait), les origines familiales, le nombre de frères et de sœurs, les enfants, les intentions reliées à la fécondité, les mariages, les valeurs et les attitudes à l'égard de certains aspects de la vie familiale, le travail rémunéré et non rémunéré et l'état de santé perçue. L'enquête a porté sur les personnes de 15 ans et plus et a exclu les résidents à plein temps des établissements et la population des territoires. On a pondéré ces données pour qu'elles représentent la population canadienne. On a utilisé des facteurs de pondération remis à l'échelle pour l'analyse à variables multiples. Cette technique tient compte des probabilités inégales de sélection, mais non de la stratification ni de la mise en grappe du concept de l'échantillon. [60]

### Variables

On a utilisé les variables suivantes :

**Taille de la famille :** Cette variable reposait sur le nombre d'enfants nés de femmes ou d'hommes âgés de 15 ans ou plus. Elle a été divisée en cinq catégories : aucun, 1, 2, 3 ou 4, et 5 enfants.

**Âge :** Trois catégories : 15-29, 30-49 et 50 ans.

**Situation familiale :** On a établi les catégories suivantes : célibataires qui ne se sont jamais mariés, personnes mariées (y compris conjoints de fait et couples mariés) et personnes déjà mariées (séparées, divorcées ou veuves).

**Niveau d'instruction :** Deux catégories : « études secondaires non terminées » et « diplôme d'études secondaires ou plus ».

**Revenu :** On a utilisé le revenu du ménage, qu'on a divisé en deux catégories : « moins de 40 000 \$ » et « 40 000 \$ et plus ». Environ 30 % des enregistrements manquaient pour cette variable. Les données nécessaires pour examiner le revenu, qui tient compte de la taille de la famille, n'étaient pas disponibles.

**Propriété du logement :** Cette variable indiquait si un membre du ménage possédait le logement et la catégorie était la suivante : « possession — oui ou non ». On a utilisé cette variable comme substitut du revenu, car il y avait une certaine corrélation entre les deux. Le coefficient de corrélation entre ces variables s'établissait à 0,33, ce qui était considérable dans ces données,  $p < 0,0001$ .

**Situation d'emploi :** Catégories : « aucun emploi au cours des 12 derniers mois » ou « un peu d'emploi au cours des 12 derniers mois ».

**Origine ethnique :** Trois catégories de cette variable : « Nord-américaine », « Européenne » et « Autre ». Les échantillons des autres groupes ethniques étaient malheureusement trop restreints pour qu'on puisse les analyser.

**Région :** Catégories : Atlantique (Terre-Neuve-et-Labrador, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard et Nouveau-Brunswick), Québec, Ontario, Prairies (Manitoba, Saskatchewan et Alberta) et Colombie-Britannique.

**État de santé perçu :** Deux catégories : « Excellent, très bon ou bon » ou « Moyen ou médiocre ».

Afin d'étudier le lien entre la taille de la famille et certains déterminants de la santé (présentés à la tableau 4), on a choisi la « taille de la famille » comme variable indépendante que l'on a modélisée avec différentes variables de résultats. On a tenu compte des cinq résultats suivants : (i) situation familiale reclassée comme variable bidimensionnelle célibataire (y compris personne jamais mariée et déjà mariée) ou couple (couple marié ou conjoints de fait), (ii) niveau d'instruction, (iii) situation d'emploi, (iv) propriétaire du logement et (v) état de santé perçu. Dans chaque cas, le modèle comprenait la taille de la famille et on l'a rajusté en fonction de l'âge, de l'origine ethnique et des quatre variables des résultats qui n'étaient pas la variable des résultats du modèle en cause.

On a aussi inclus quatre énoncés de valeurs tirés de l'EGS dans l'analyse présentée dans la tableau 5, qui a porté sur les facteurs associés à l'intention d'avoir des enfants. Ces facteurs étaient les suivants : (i) il est important d'avoir un enfant pour être heureux dans la vie; (ii) ce qu'une femme veut vraiment, c'est un foyer et des enfants; (iii) une femme devrait refuser une promotion au travail si cela l'obligera à passer trop peu de temps avec sa famille; (iv) un homme devrait refuser une promotion au travail si cela l'obligera à passer trop peu de temps avec sa famille. Dans le cas du premier énoncé, les répondants devaient évaluer dans quelle mesure il était important ou non d'avoir un enfant. L'importance a servi de catégorie de comparaison. Dans le cas des trois autres énoncés, on a demandé aux répondants d'indiquer dans quelle mesure ils étaient du même avis. On a regroupé deux catégories dans le cas des répondants qui étaient d'accord et deux autres dans celui des répondants qui ne l'étaient pas. On a utilisé comme comparaison la catégorie groupée des répondants qui étaient d'accord.

## Résultats

### Distribution de la taille de la famille selon les caractéristiques socio-démographiques (Tableaux 3a à 3c)

Ces données montrent qu'un pourcentage plus élevé de femmes que d'hommes ont des enfants et qu'elles les ont plus jeunes. Les femmes âgées de 50 ans et plus étaient presque deux fois plus susceptibles que les hommes du même âge d'avoir eu une grosse famille de cinq enfants ou plus. (Il ne faut toutefois pas oublier que les hommes étaient encore biologiquement capables d'en avoir même si les proportions n'ont pas changé de façon appréciable après 50 ans). Comme on s'y attendait, les femmes et les hommes célibataires étaient moins susceptibles d'avoir eu des enfants que ceux qui étaient mariés ou qui l'avaient déjà été. Les femmes célibataires étaient toutefois presque deux fois plus susceptibles que les hommes d'avoir eu un enfant ou plus.

Les femmes qui avaient dépassé le niveau des études secondaires étaient presque 20 % plus susceptibles d'être sans enfant que celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires, et qui étaient au moins quatre fois plus susceptibles d'avoir une grosse famille (o 5 enfants). Chez les hommes, l'écart jouait dans le même sens, mais il était moins spectaculaire. Il semblait aussi y avoir un lien négatif entre le revenu et la taille de la famille. Comme on en a discuté plus tôt, la variable est toutefois de qualité douteuse, car beaucoup de répondants n'ont pas répondu à la question. On a établi un lien négatif entre l'emploi et le fait d'avoir des enfants et, chez les femmes, celui d'avoir une grosse famille. Les femmes qui avaient travaillé au cours des 12 mois précédents étaient presque deux fois plus susceptibles de ne pas avoir d'enfants que celles qui ne l'avaient pas fait, tandis que celles qui n'avaient pas travaillé étaient au moins six fois plus susceptibles d'avoir une grosse famille que celles qui l'avaient fait. Comme dans le cas du niveau d'études, la tendance était semblable chez les hommes, mais moins marquée.



L'analyse fondée sur l'origine ethnique a indiqué qu'il y a des différences au niveau des tendances de la fécondité selon l'origine ethnique, mais ces données n'ont pas été utiles à cause du nombre restreint de sujets et du regroupement sur une superficie importante qui s'est imposé. Il n'y avait pas de différences régionales discernables dans le cas des femmes ou des hommes. Au Québec, en Ontario et dans la région des Prairies, les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'avoir des enfants. Il semblait y avoir un lien entre le fait de vivre dans une maison appartenant à un membre du ménage et celui d'avoir un ou plusieurs enfants, tant chez les femmes que chez les hommes. Ce lien n'a toutefois pas eu d'effet sur la probabilité d'avoir une grosse famille. On a établi un lien entre la perception de l'état de santé et le fait d'avoir des enfants, ainsi qu'avec la taille de la famille, tant chez les femmes que chez les hommes : les personnes qui avaient un enfant ou plus étaient plus susceptibles que celles qui n'en avaient pas de penser que leur état de santé était moyen ou médiocre.

### Évaluation multidimensionnelle de la relation entre le nombre d'enfants et certains déterminants de la santé (tableau 4)

**Le lien entre la taille de la famille et la situation familiale, compte tenu d'autres facteurs de confusion possibles :** Tant chez les femmes que chez les hommes, les chances d'avoir un partenaire étaient beaucoup plus élevées si la personne en cause avait un enfant ou plus. Comparativement aux femmes sans enfant, les chances d'une femme qui a 1, 2, 3-4 et 5 enfants d'avoir un partenaire s'établissaient à 3,75 (intervalle de confiance [IC], 3,06, 4,61), 5,90 (IC, 4,86, 7,17), 5,33 (IC, 4,32, 6,57) et 4,86 (IC, 3,67, 6,42) respectivement. De plus, les femmes qui avaient deux enfants étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir un partenaire que celles qui en avaient un seulement. Les hommes qui avaient un enfant ou plus étaient plus que cinq fois plus susceptibles d'avoir un partenaire que les hommes sans enfant, probabilité qui n'a pas varié considérablement en fonction du nombre d'enfants.

**Le lien entre la taille de famille et le niveau d'instruction, compte tenu d'autres facteurs de confusion possibles :** Les femmes qui avaient 2, 3-4 et 5 enfants étaient beaucoup plus susceptibles de ne pas avoir terminé leurs études secondaires que les femmes sans enfant ou qui en avaient un : rapport de cotes, 1,26 (IC, 1,01, 1,57), rapport de cotes 1,83 (IC, 1,47, 2,29) et rapport de cotes 3,50 (IC, 2,63, 4,67) respectivement. De plus, la probabilité de ne pas avoir terminé leurs études secondaires était beaucoup plus élevée chez les femmes qui avaient 5 enfants que chez celles qui en avaient trois ou quatre. De même, chez les hommes, ceux qui avaient 3-4 ou 5 enfants ou plus étaient plus susceptibles (rapport de cotes, 1,45, IC, 1,14, 1,83 et rapport de cotes 1,50, IC, 1,05, 2,14 respectivement) d'avoir moins d'années de scolarité que ceux qui avaient deux enfants ou moins.

**Le lien entre la taille de la famille et la situation de l'emploi compte tenu d'autres facteurs de confusion possibles :** Dans le cas des femmes, on a établi un lien direct entre le fait d'avoir un enfant ou plus et celui d'être au chômage. Le lien variait d'un rapport de cotes de 1,88 (IC, 1,49, 2,36) dans le cas d'une femme qui avait un enfant comparativement à une autre qui n'en avait pas, à un rapport de cotes de 3,48 (IC, 2,52, 4,82) chez une femme qui avait cinq enfants ou plus comparativement à une qui n'en avait pas. Dans le cas des hommes, toutefois, on a établi un lien significatif entre le chômage et seulement le fait d'avoir cinq enfants ou plus : rapport de cotes, 1,81 (IC, 1,21, 2,70).

**Le lien entre la taille de la famille et le fait d'être propriétaire, compte tenu d'autres facteurs de confusion possibles :** Le lien entre le fait d'avoir des enfants et de posséder une maison semblait plus solide chez les hommes que chez les femmes. Les hommes qui avaient 1, 2, 3-4 ou 5 enfants étaient plus susceptibles de vivre dans une maison possédée par un des occupants que les hommes sans enfants : rapport de cotes 1,29 (IC, 1,04, 1,61), 2,13 (IC, 1,72, 2,64), 1,93 (IC 1,52, 2,45) et 1,61 (IC, 1,10, 2,36) respectivement. Les données indiquent que ceux qui ont deux enfants sont encore plus susceptibles d'être propriétaires que ceux qui en ont un. Les femmes qui ont deux enfants étaient plus susceptibles d'être propriétaires que celles qui en avaient un : rapport de cotes 2,13 (IC, 1,72, 2,64). Chez les femmes, toutefois, on n'a pas établi de lien avec une famille d'une autre taille et le fait d'être propriétaire de la maison familiale.

**Le lien entre la taille de la famille et l'état de santé perçu, compte tenu d'autres facteurs de confusion possibles :** Il n'y avait pas de lien solide ou uniforme entre le nombre d'enfants et l'état de santé perçu chez les femmes et les hommes. Les femmes qui avaient deux enfants étaient moins susceptibles que celles qui n'en avaient pas de croire que leur état de santé était excellent, très bon ou bon. Par ailleurs, les hommes qui avaient 0 à 5 enfants étaient plus susceptibles que ceux qui n'en avaient pas de croire que leur état de santé était excellent, très bon ou bon.

## Lien entre les valeurs et l'âge et le niveau d'instruction chez les femmes et les hommes (Tableau 5)

Plus de 70 % des hommes et des femmes croyaient « qu'il importe d'avoir au moins un enfant pour être heureux dans la vie ». Cette croyance était semblable chez les deux sexes, augmentait en fonction de l'âge et était plus prévalente chez les répondants qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires. La proportion variait de 74,96 % (IC 71,73 %, 78,19 %) chez les femmes plus jeunes, âgées de 15 à 29 ans, à 86,67 % (IC 84,97 %, 88,37 %) chez les femmes de 50 ans ou plus, et de 76,36 % (IC 73,07 %, 79,65 %) chez les hommes âgés de 15 à 29 ans à 84,88 % (IC 82,55 %, 87,21 %) chez ceux de 50 ans et plus.

De même, la croyance selon laquelle « un emploi, c'est très bien, mais ce que la plupart des femmes veulent vraiment, c'est une maison et des enfants » était plus répandue chez les personnes plus âgées et les personnes moins instruites : il n'y avait pas de différence entre les femmes et les hommes. Ces proportions variaient de 41,04 % (IC 37,50 %, 44,58 %) chez les femmes plus jeunes, âgées de 15 à 29 ans, à 69,74 % (IC 66,73 %, 72,75 %) chez les femmes de 50 ans ou plus, et de 46,53 % (IC 42,88 %, 50,18 %) chez les hommes âgés de 15 à 29 ans à 73,61 % (IC 70,44 %, 76,78 %) chez ceux qui avaient 50 ans ou plus.

En ce qui concerne la croyance selon laquelle « un homme devrait refuser une promotion au travail si cela l'obligerait à passer trop peu de temps avec sa famille », les hommes plus jeunes (< 50) étaient plus susceptibles d'accepter cette affirmation que les femmes plus jeunes, tandis que les femmes plus âgées (≥ 50 ans) étaient plus susceptibles d'être d'accord que les hommes plus âgés. Chez les femmes, l'acceptation augmentait avec l'âge, pour passer de 41,04 % (IC 37,82 %, 44,26 %) à 69,74 % (IC 65,23 %, 74,25 %). Chez les hommes, même si ceux qui avaient de 30 à 49 ans étaient plus susceptibles d'être d'accord que ceux qui en avaient de 15 à 29 (58,59 %, IC 55,37 %, 61,81 %, contre 50,36 %, IC 47,10 %, 53,62 %), ces deux groupes d'âge ressemblaient à ceux de 50 ans ou plus (55,12 %, IC 51,55 %, 58,69 %). Il n'y avait pas de différence selon le niveau d'instruction chez les femmes ou les hommes.

La croyance selon laquelle « une femme devrait refuser une promotion au travail si cela l'obligerait à passer trop peu de temps avec sa famille » augmentait avec l'âge. Le pourcentage passait de 41,04 % (IC 37,82 %, 44,26 %) chez les femmes de 15 à 29 ans à 69,74 % (IC 66,73 %, 72,75 %) chez celles de 50 ans et plus, et de 52,56 % (IC 49,16 %, 55,96 %) chez les hommes âgés de 15 à 29 ans à 68,09 % (IC 64,75 %, 71,43 %) chez les 50 ans ou plus. Chez les femmes, la croyance était toutefois plus prévalente chez celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires, à 67,8 % (IC 64,48 %, 71,12 %), que chez celles qui avaient terminé leurs études secondaires ou plus, à 61,13 % (IC 59,33 %, 62,93 %). Chez les hommes, la prévalence ne variait pas en fonction du niveau d'instruction.



### Facteurs associés à l'intention d'avoir un enfant ou plus (tableau 6)

On a procédé à une analyse multidimensionnelle qui a tenu compte de facteurs socio-démographiques, y compris la situation familiale, le niveau d'études, l'emploi, l'âge (15 à 19 ans ou 30 à 49 ans), l'état de santé perçue et la présence ou l'absence d'enfants. Le fait d'avoir terminé plus que des études secondaires avait le plus d'effet sur l'intention d'avoir un ou plusieurs enfants, tant chez les femmes que chez les hommes. La tendance était toutefois légèrement différente chez les femmes que chez les hommes. Chez les femmes, on a établi un lien entre le fait d'avoir un emploi à plein temps et l'intention d'avoir un ou plusieurs enfants, tandis que chez les hommes, l'emploi à plein temps réduisait la probabilité d'avoir l'intention d'avoir des enfants. En outre, même si le fait d'être marié n'a pas eu d'effet sur l'intention des femmes d'avoir des enfants, il a réduit chez les hommes la probabilité d'en vouloir un jour. Comme on pouvait s'y attendre, le fait d'avoir un ou plusieurs enfants ou d'avoir 30 à 49 ans a réduit considérablement la probabilité de vouloir des enfants un jour, tant chez les femmes que chez les hommes. Les femmes qui croyaient que leur état de santé était excellent ou bon étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir l'intention de vouloir des enfants.

Parmi les quatre énoncés de valeurs inclus, on a établi un lien considérable seulement entre la croyance selon laquelle « il est important d'avoir un enfant pour être heureux dans la vie » et « ce qu'une femme veut vraiment, c'est une maison et des enfants » et l'intention d'avoir des enfants un jour, tant chez les femmes que chez les hommes.

### Discussion

Même si les taux de natalité et de fécondité chez les femmes reculent en général, ils varient considérablement entre les régions du monde et les pays. Au Canada, nos données révèlent d'importantes différences au niveau de la fécondité entre les provinces et les territoires, de même qu'à l'intérieur de sous-groupes de femmes. Ces différences indiquent que l'on a besoin de politiques et de programmes visant le sous-groupe en particulier, peut-être à l'échelon provincial et territorial ou à un niveau plus local, plutôt qu'une politique globale « taille unique ». L'augmentation de l'âge moyen de la mère et de l'âge moyen de la mère à la première naissance pourrait avoir un impact sur les taux de mortalité et de morbidité chez la mère, comme certains auteurs l'ont laissé entendre. [61, 62] Il se peut de même que ces femmes soient plus susceptibles d'avoir besoin de recourir aux techniques d'assistance à la procréation et autres, ce qui peut entraîner une augmentation du besoin de ces services. Il serait utile de suivre la proportion des naissances chez les femmes de 35 ans ou plus et aussi de mettre en place des mécanismes de surveillance afin de contrôler la demande de techniques d'assistance à la procréation.

Nos données révèlent qu'un pourcentage plus élevé de femmes que d'hommes avaient des enfants et une grosse famille (○ 5 enfants). L'écart peut être attribuable en partie au fait que (i) dans notre société, les femmes ont tendance à établir une union conjugale ou de fait plus jeunes que les hommes [63] et (ii) les femmes de 50 ans ou plus ont fini d'avoir des enfants, ce qui n'est pas nécessairement le cas chez les hommes du même groupe d'âge. Les sous-groupes de femmes moins susceptibles d'avoir des enfants et une grosse famille étaient celles qui ont fait plus que des études secondaires, ont un revenu plus élevé et un emploi, celles qui croient que leur état de santé est bon, très bon ou excellent, et les femmes célibataires plus jeunes. Même si certains des liens révélés dans les tableaux 3a à 3c sont attribuables au fait que ces données ne sont pas corrigées en fonction de l'âge, le lien établi entre une fécondité moindre des cohortes plus jeunes, le fait d'être célibataire, d'avoir fait des études supérieures et d'avoir un emploi correspond aux constatations mentionnées ailleurs. Les facteurs qu'on associe habituellement à une baisse de la fécondité comme la proportion des femmes qui ne vivent pas dans une union conjugale, la proportion de celles qui utilisent des moyens de contraception, la proportion des femmes non fécondes (principalement parce qu'elles allaitent) et le taux d'avortements provoqués peuvent avoir contribué un peu à cette réduction, mais ne semblent pas constituer la principale force qui a fait changer les tendances de la fécondité au Canada. Même si le taux de mariage est tombé de 8,9 % par 1 000 habitants en 1971 à 5,1 en 1997 au Canada, par exemple, la proportion des naissances de mères célibataires a triplé entre 1986 et 1999.

## Lien entre la taille de la famille et des déterminants particuliers de la santé

Les modèles multidimensionnels qui permettent d'analyser la relation entre la taille de la famille et divers déterminants de la santé indiquent que la relation est différente chez les femmes et chez les hommes. Une femme qui a un enfant est à peu près quatre fois plus susceptible d'être mariée qu'une femme qui n'en a pas, mais elle est moins susceptible de l'être qu'une femme avec deux enfants. Par ailleurs, un homme qui a un enfant est environ six fois plus susceptible d'être marié que celui qui n'en a pas, ce qui ne semble pas varier en fonction du nombre d'enfants. Ces statistiques sont conformes à d'autres données qui indiquent que les femmes sont plus susceptibles d'élever un enfant seules, ce qui peut avoir un effet psychologique et économique sur leur santé. [64, 65] Il convient de plus de signaler que contrairement aux femmes qui ont deux enfants ou plus, celles qui en ont un ne sont pas plus susceptibles de ne pas avoir terminé leurs études secondaires ni moins susceptibles de vivre dans une maison appartenant à un occupant que celles qui n'ont pas d'enfant. Elles sont toutefois plus susceptibles de croire que leur état de santé est moyen ou médiocre. Par ailleurs, les femmes qui ont cinq enfants ou plus sont plus susceptibles d'avoir peu d'instruction et d'être sans emploi que celles qui n'en ont pas. Les politiques de santé doivent tenir compte du fait que les femmes sont plus susceptibles que les hommes d'être chef de famille monoparentale, ce qui devrait avoir des répercussions sur leur capacité de travailler et sur leur état de santé perçue. Des recherches s'imposent pour déterminer les moyens de soutien les plus efficaces.

## Facteurs associés à l'intention d'avoir des enfants

Chez les femmes, l'intention d'avoir un enfant est liée directement au niveau d'instruction et à l'emploi, contrairement à la taille réelle de la famille qui est reliée de façon inverse au niveau d'instruction et à l'emploi. Ces phénomènes sont conformes aux constatations d'autres chercheurs [66] selon lesquels les femmes choisissent de faire des études supérieures et retardent donc l'arrivée des enfants.

On a aussi établi un lien entre l'état de santé jugé excellent ou bon et le fait de travailler, d'une part, et l'intention d'avoir un enfant, de l'autre. C'est logique, car les femmes en bonne santé qui ont un emploi peuvent être plus en mesure de se débrouiller, étant donné plus particulièrement que la situation familiale ne constitue pas un facteur important. Le résultat des variables « valeurs/attitude », et la croyance selon laquelle « il importe d'avoir un enfant pour être heureux dans la vie » et celle selon laquelle « ce qu'une femme veut vraiment, c'est une maison et des enfants » était prévu. On n'a pas établi de lien entre le fait de croire qu'une femme ou un homme devrait refuser une promotion au travail si cela l'obligera à passer trop peu de temps avec sa famille et l'intention d'avoir un enfant, chez les femmes ou les hommes. Il a été intéressant de constater la similitude des réponses des hommes et des femmes face à toutes les variables des valeurs, ce qui indique que les rôles des sexes face à la famille sont peut-être moins clairs qu'ils l'ont déjà été.

## Lacunes

La réduction du nombre d'enfants au cours des 40 dernières années a contribué clairement à certaines des améliorations évidentes de la santé maternelle et génésique des femmes, comme en témoignent la baisse importante des taux de mortalité maternelle et d'autres complications de la grossesse. Même si diverses études ont montré des liens entre la parité et le risque de divers problèmes de santé, on n'a pas évalué systématiquement les conséquences à long terme des tendances actuelles de la fécondité sur la santé des femmes, comme la baisse des taux de fécondité, la fécondité retardée et les taux accrus de naissance chez les mères célibataires. Les données nécessaires à cette analyse n'étaient malheureusement pas disponibles. De plus, en ce qui concerne les rôles des femmes, comme la situation familiale, l'emploi et l'éducation des enfants, il n'y avait pas d'information sur leur qualité, ce qui peut avoir un effet sur l'impact que l'évolution des tendances de la fécondité peut avoir sur la santé des femmes.



## Recommandations

- Les données sur les relations parentales et familiales et les données sur la santé ne sont pas disponibles dans la même base de données, et c'est pourquoi il est difficile d'analyser les liens entre la situation familiale, les facteurs de risque pour la santé et les résultats. Comme on croit que les rôles des femmes dans la société ont un effet sur leur état de santé, il faudrait recueillir dans la même base de données de l'information sur les rôles, ainsi que sur les facteurs de risque et l'évolution de l'état de santé.
- Il faut aussi fournir d'autres données sur la qualité ou les conditions de la relation. On suppose que les effets du fait d'avoir un partenaire, d'avoir un emploi, d'être parent, de s'occuper d'enfants ou d'adultes, etc., dépendent de la durée et des conditions de la relation, ainsi que de la perception de la situation que peut avoir la personne en cause.
- L'origine ethnique et la culture semblent jouer un rôle important dans la détermination des tendances de la fécondité. Pour analyser le phénomène plus à fond, il faut définir plus clairement ces facteurs et fournir davantage de données contextuelles. L'expérience des facteurs ethniques d'une personne repose souvent sur les perceptions et la réaction de la collectivité autant que sur les siennes.
- À cause de la nature transversale de l'ESG, il est impossible de saisir les relations temporelles entre des variables qu'on associe. Des données longitudinales produisant de l'information socio-démographique reliée aux variables des résultats permettraient d'analyser les répercussions à long terme de l'évolution des taux de fécondité.
- Un pourcentage plus élevé de femmes que d'hommes ont des enfants seules et les femmes moins instruites qui ne travaillent pas à l'extérieur semblent avoir une plus grosse famille que celles qui ont un emploi et ont fait des études à un niveau plus avancé. Des recherches plus poussées s'imposent pour déterminer les politiques de santé qui pourront soutenir le mieux ces femmes plus vulnérables.

## Références

1. Government of British Columbia, Division of Health Statistics. *Selected vital statistics and health status indicators: annual report 2001*. URL: <<http://www.vs.gov.bc.ca/stats/annual/2001/tab03.html>>.
2. Statistics Canada. *The Daily*. September 26, 2002. URL: <<http://www.statcan.ca/Daily/English/020926/d020926c.htm>>.
3. Heck KE, Schoendorf KC, Ventura SJ, Kiely JL. Delayed childbearing by education level in the United States 1969–1994. *Matern Child Health J* 1997;1(2):81-8.
4. United Nations Population Division. *World population prospects: the 2002 revision population database*. URL: <<http://esa.un.org/unpp/>>.
5. Pena R, Liljestrand J, Zelaya E, Persson LA. Fertility and infant mortality trends in Nicaragua 1964–1993. The role of women's education. *J Epidemiol Community Health* 1999;53(3):132-7.
6. Statistics Canada. Trends in Canadian and American fertility 1980–1999. *The Daily*. July 3, 2002. URL: <<http://www.statcan.ca/Daily/English/020703/d020703a.htm>>.
7. Shirahase S. Women's increased higher education and the declining fertility rate in Japan. *Review of Population and Social Policy* 2000;9:47-63.
8. Ventura S, Hamilton B, Sutton P. Revised birth and fertility rates for the United States 2000 and 2001. *National Vital Statistics Reports* 2003;51(4): URL: <[http://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr51/nvsr51\\_04.pdf](http://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr51/nvsr51_04.pdf)>.
9. Romaniuc A. Current demographic analysis: fertility in Canada from baby-boom to baby-bust. Ottawa: Statistics Canada, 1984. Catalogue No. 91-524E.
10. Statistics Canada. *Births—shelf tables, 2000*. Cat No. 84F0210XPB.
11. Statistics Canada. *Vital statistics compendium, 1996*. Cat No. 84-214-X1E.
12. Raley RK. Increasing fertility in cohabiting unions: evidence for the second demographic transition in the United States? *Demography* 2001;38(1):59-66.
13. Kiernan K. Childbearing outside marriage in western Europe. *Population Trends* 1999;98:11-20.
14. Pearce D, Cantisani G, Laihonen A. Changes in fertility and family sizes in Europe. *Population Trends* 1999(95): 33-40.
15. Mathews TJ, Hamilton BE. Mean age of mother. 1970–2000 *National Vital Statistics Reports* 2002;51(1):1-14. URL: <[http://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr51/nvsr51\\_01.pdf](http://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr51/nvsr51_01.pdf)>.
16. Statistics Canada. *Births—shelf tables, 1990*.
17. Coontz S, Folbre N. Marriage, poverty and public policy: a discussion paper from the Council on Contemporary Families. Fifth Annual CCF Conference, April 26-28, 2002. URL: <<http://www.contemporaryfamilies.org/public/briefing.html>>.
18. Dupuis D. What influences people's plans to have children? *Canadian Social Trends* 1998(Spring). Statistics Canada Catalogue No. 11-008-XPE.
19. Rindfuss RR, Morgan SP, Offutt K. Education and the changing age pattern of American fertility: 1963–1989. *Demography* 1996;33(3):277-90.
20. Burr JA, Bean FD. Racial fertility differences: the role of female employment and education in wanted and unwanted childbearing. *Social Biology* 1996;43(3-4):218-41.



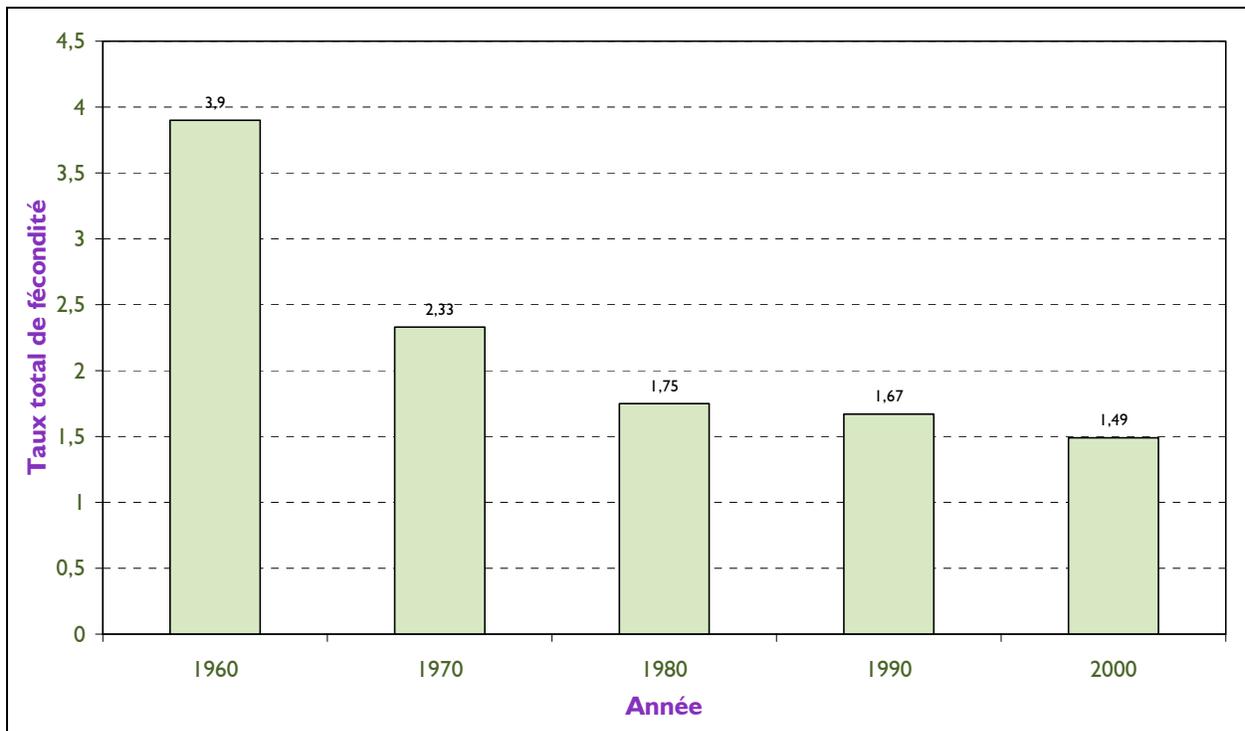
21. Ventura SJ. Births to unmarried mothers: United States, 1980–92. *Vital and Health Statistics Series 21, Data on natality, marriage and divorce*. 1995;(53):1-55.
22. Nguyen HM. Age at first marriage in Vietnam: patterns and determinants. Washington: Department of Sociology, University of Washington, 1993. URL: <<http://csde.washington.edu/pubs/wps/96-1.pdf>>.
23. Martin JA et al. Births: final data for 2001. *National Vital Statistics Report* 2001;51(2).
24. Statistics Canada. *The Aboriginal peoples of Canada. A demographic profile, 2003*. URL: <<http://www12.statcan.ca/english/census01/Products/Analytic/companion/abor/canada.cfm#1>>.
25. Krishnan V, Krotki KJ. Immigrant fertility: an examination of social characteristics and assimilation. *Sociological Focus* 1992;25(2):27-38.
26. Nizalova O. Economic and social consequences of maternal protection: a cross-country analysis. 2000. URL: <[http://www.gdnet.org/pdf/948\\_Nizalova\\_paper2000-1.pdf](http://www.gdnet.org/pdf/948_Nizalova_paper2000-1.pdf)>.
27. Carty W. Poverty fuels developing world's high birth rate. *Population Today*. Washington DC: Population Health Bureau, August 2002.
28. Ranjan P. Fertility behaviour under income uncertainty. *Eur J Popul* 1999;15(1):25-43.
29. Haub C. Population change in the former Soviet Republics. *Popul Bull* 1994;49(4):1-52.
30. Erlandsson G, Lambe M, Cnattingius S, Ekblom A. Hyperemesis gravidarum and subsequent breast cancer risk. *Br J Cancer* 2002;87(9):974-6.
31. Simpson HW, McArdle CS, George WD, Griffiths K, Turkes A, Pauson AW. Pregnancy postponement and childlessness leads to chronic hypervascularity of the breasts and cancer risk. *Br J Cancer* 2002;87(11):1246-52.
32. Collaborative Group on Hormonal Factors in Breast Cancer. Breast cancer and breastfeeding: collaborative reanalysis of individual data from 47 epidemiological studies in 30 countries, including 50,302 women with breast cancer and 96,973 women without the disease. *Lancet* 2002;360(9328):187-95.
33. Hsieh C, Wu J, Trichopoulos D, Adani HO, Ekblom A. Gender of offspring and maternal breast cancer risk. *Int J Cancer* 1999;81(3):335-8.
34. Kvale G. Reproductive factors in breast cancer epidemiology. *Acta oncol* 1992;31(2):187-94.
35. Palmer JR, Wise LA, Horton NJ, Adams-Campbell LL, Rosenberg L. Dual effect of parity on breast cancer risk in African-American women. *J Natl Cancer Inst* 2003;95(6):478-83.
36. Vachon CM, Mink PJ, Janney CA, Sellers TA, Cerhan JR, Hartmann L, Folsom AR. Association of parity and ovarian cancer risk by family history of breast or ovarian cancer in a population-based study of postmenopausal women. *Epidemiology* 2002;13(1):66-71.
37. National Israel Ovarian Cancer Study Group. Parity, oral contraceptives, and the risk of ovarian cancer among carriers and noncarriers of a BRCA1 or BRCA2 mutation. *N Engl J Med* 2001;345(4):235-40.
38. Negri E, Franceschi S, La Vecchia C, Parazzini F. Incomplete pregnancies and ovarian cancer risk. *Gynecol Oncol* 1992;47(2):234-8.
39. Hinkula M, Pukkala E, Kyronen P, Kaupila A. Grand multiparity and incidence of endometrial cancer: a population-based study in Finland. *Int J Cancer* 2002;98(6):912-5.

40. Hachisuga T, Fukuda K, Hirakawa T, Kawarabayashi, T. The effect of nulliparity on survival in endometrial cancer at different ages. *Gynecol Oncol* 2001;82(1):122-6.
41. Brinton LA, Berman ML, Mortel R, Twiggs LB, Barrett RJ, Wilbanks GD, Lannom L, Hoover RN. Reproductive, menstrual and medical risk factors for endometrial cancer: results from a case-control study. *Am J Obstet Gynecol* 1992;167(5):1317-25.
42. Parazzina F, La Vecchia C, Negri, E, Fedele L, Balotta F. Reproductive factors and risk of endometrial cancer. *Am J Obstet Gynecol* 1991;164(2):522-7.
43. Lochen ML, Lind E. Childbearing and mortality from cancer of the corpus uteri. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1997;76(4):373-7.
44. Cure-Cure C, Cure-Ramirez P, Teran E, Lopez-Jaramillo P. Bone-mass peak in multiparity and reduced risk of bone-fractures in menopause. *Int J Gynaecol Obstet* 2002;76(3):285-91.
45. Guthrie JR, Dennerstein L, Wark JD. Risk factors for osteoporosis: a review. *Medscape Women's Health* 2000;5(4):1-9.
46. Hazes JM., Dijkmans BA, Vandenbroucke JP, de Vries RR, Cats A. Pregnancy and the risk of developing rheumatoid arthritis. *Arthritis Rheum* 1990; 33(12):1770-5.
47. Ekstrom K, Wu J, Hsieh CC, Glimelius B, Lambe M. Childbearing and the risk of leukemia in Sweden. *Cancer Causes Control* 2002;13(1):47-53.
48. La Vecchia C, Franceschi S. Reproductive factors and colorectal cancer. *Cancer Causes Control* 1991;2(3):193-200.
49. Vaarasmaki M, Anttila M, Pirttiaho H, Hartikainen AL. Are recurrent pregnancies a risk in type I diabetes? *Acta Obstet Gynaecol Scand* 2002;81(12):1110-5.
50. Hanley A, McKeown-Eyssen G, Harris SB, Hegele RA, Wolever T, Kwan J, Zinman B. Association of parity with risk of type 2 diabetes and related metabolic disorders. *Diabetes Care* 2002;25(4):690-5.
51. Munoz N, Franceschi S, Bosetti C, Moreno V, Herrero R, Smith JS, Shah KV, Meijer C, Bosch F. Role of parity and human papillomavirus in cervical cancer: the IARC multicentric case-control study. *Lancet* 2002;359(9312):1093-101.
52. Ptok U, Barlow K, Heun R. Fertility and number of children in patients with Alzheimer's disease. *Arch Women Ment Health* 2002;5(2):83-6.
53. Pregazzi R, Sartore A, Troiano L, Grimaldi E, Bortoli P, Siracusano S, Guaschino S. Postpartum urinary symptoms: prevalence and risk factors. *Eur J Obstet Gynaecol Reprod Biol* 2002;103(2):179-82.
54. Mikou F, Abbassi O, Benjelloun A, Matar N, El-Mansouri A. The prevalence of urinary incontinence in Moroccan women: report of 1,000 cases. *Ann Urol* 2001;35(5):280-9.
55. Okonkwo JEN, Obionu CO, Obiechina NJA. Factors contributing to urinary incontinence and pelvic prolapse in Nigeria. *Int J Gynaecol Obstet* 2001;74(3):301-3.
56. Lahmann PH, Lissner L, Gullberg B, Berglund G. Sociodemographic factors associated with the long-term weight gain, current body fatness and central adiposity in Swedish women. *Int J Obes* 2000;24(6):85-94.
57. Acalovschi M. Cholesterol gallstones: from epidemiology to prevention. *Postgrad Med J* 2001;77:906,221-9.



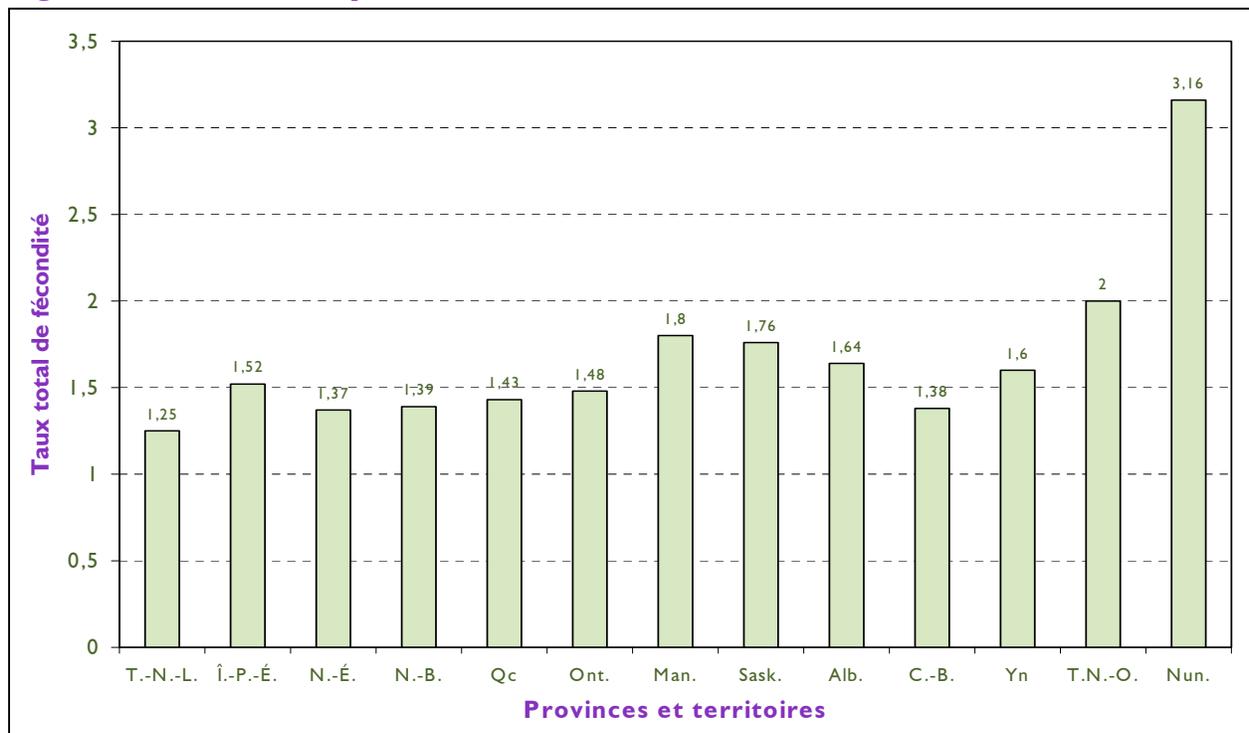
58. Lambe M, Lindblad P, Wu J, Remler R, Hsieh C. Pregnancy and risk of renal cell cancer: a population-based study in Sweden. *Br J Cancer* 2002;86(9):1425-9.
59. Humphries K, Westendorp I, Bots M, Spinelli J, Carere R, Hofman A, Witteman J. Parity and carotid artery atherosclerosis in elderly women: The Rotterdam Study. *Stroke* 2001;32(10):2259-64.
60. Statistics Canada. 1995 General Social Survey, Cycle 10: The family. Public use, microdata file documentation and user's guide. Cat. No. 12M0010GPE.
61. Breart G. Delayed childbearing. *Eur J Obstet Gynaecol Reprod Biol* 1997;75(1):71-3.
62. Bertrand J, Magnani R, Rutenberg J. *Handbook of indicators for family planning program evaluation 1994*. URL: <<http://www.cpc.unc.edu/measure/publications/manuals/handbook/handbook.html>>.
63. Statistics Canada. *The Daily*. November 15, 2001. URL: <<http://www.statcan.ca/Daily/English/011115/d011115.pdf>>.
64. Waite LJ, Gallagher. *The case for marriage*. New York: Broadway Books, 2000.
65. Marcil-Gratton N, Le Bourdais C, Lapierre-Adamcyk E. The implications of parents' conjugal histories for children. *Isuma* 2000;1(2). URL: <[http://www.isuma.net/v01n02/marcil/marcil\\_e.pdf](http://www.isuma.net/v01n02/marcil/marcil_e.pdf)>.
66. Lochhead C. The trend toward delayed first childbirth: health and social implications. *Isuma* 2000;1(2).

**Figure 1: Taux total de fécondité, au Canada, de 1960 à 2000**



Source : Statistiques de l'état civil de Statistique Canada, de 1960 à 2000.

**Figure 2: Taux total provincial et territorial de fécondité, 2000**



Source : Statistiques de l'état civil de Statistique Canada, de 1960 à 2000.



**Tableau 3a: Répartition spécifique de la grandeur de la famille selon le sexe, l'âge et l'état civil**

Hommes					
	Grandeur de la famille : nombre d'enfants				
	Estimation (95 % IC) 0	1	2	3 ou 4	Estimation (95 % IC) 5 et plus
<b>Âge</b>					
De 15 à 29 ans (nombre = 1 116)	86,28 84,59-87,97	9,36	3,31	---	---
De 30 à 49 ans (nombre = 2 223)	26,11 24,06-28,16	19,72	34,68	17,92	---
50 ans et plus (nombre = 1 429)	13,9 11,88-15,92	11,82	29,8	32,41	12,07 10,06-14,08
<b>État civil nombre manquant = 7)</b>					
Célibataire (nombre = 1 314)	94,58 92,73-96,43	4,19	---	---	---
Marié (nombre = 2 886)	17,97 16,46-19,48	18,2	33,67	24,35	5,81 4,81-6,81
Précédemment marié (nombre = 568)	20,6 15,27-25,93	18,03	31,19	23,37	6,81# 3,78-9,84
Femmes					
	Grandeur de la famille : nombre d'enfants				
	Estimation (95 % IC) 0	1	2	3 ou 4	Estimation (95 % IC) 5 et plus
<b>Âge</b>					
De 15 à 29 ans (nombre = 1 280)	70,95 69,56-72,34	14,75	10,22	3,89	---
De 30 à 49 ans (nombre = 2 406)	20,05 18,48-21,62	16,08	38,4	23,78	1,68# 1,02-2,34
50 ans et plus (nombre = 2 140)	12,56 10,74-14,38	11,79	23,12	29,96	22,58 19,97-25,19
<b>État civil nombre manquant = 8)</b>					
Célibataire (nombre = 1 187)	87,16 84,94-89,38	8,4	3,14	---	---
Marié (nombre = 3 124)	17,75 15,98-19,52	15,46	33,53	25,02	8,25 7,00-9,50
Précédemment marié (nombre = 1 514)	11,87 9,36-14,38	15,69	26,17	28,58	17,69 14,67-20,71

# L'estimation du coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % est instable en raison de la forte variabilité de l'échantillonnage.  
**Source :** Enquête sociale générale, cycle 10 (1995)

**Tableau 3b: Répartition spécifique de la grandeur de la famille selon le sexe, le niveau d'études, le revenu et l'emploi**

Hommes					
	Grandeur de la famille : nombre d'enfants				
	Estimation (95 % IC) 0	1	2	3 ou 4	Estimation (95 % IC) 5 et plus
<b>Niveau d'études (nombre manquant = 121)</b>					
Bas (moins qu'un diplôme d'études secondaires) (nombre = 1 352)	41,43 37,78-45,08	9,87	20,9	21,06	6,73 5,11-8,35
Élevé (nombre = 3 302)	38,76 36,78-40,74	16,12	25,73	16,21	3,18 2,48-3,88
<b>Revenu (nombre manquant = 1 286)</b>					
Faible — moins de 40 000 \$ (nombre = 1 600)	39,36 35,97-42,75	14,37	20,97	19,22	6,09 4,61-7,57
Élevé — 40 000 \$ et plus (nombre = 1 889)	32,27 29,80-34,74	16,1	30,52	18,55	2,55 1,76-3,34
<b>Emploi (nombre manquant = 89)</b>					
Aucun emploi en douze mois (nombre = 989)	35,16 31,37-38,95	9,66	20,68	23,28	11,21 8,84-13,58
Un emploi ou plus au cours des douze derniers mois (nombre = 3 697)	40,63 38,64-42,62	15,64	25,28	16,03	2,42 1,82-3,02
Femmes					
	Grandeur de la famille : nombre d'enfants				
	Estimation (95 % IC) 0	1	2	3 ou 4	Estimation (95 % IC) 5 et plus
<b>Niveau d'études (nombre manquant = 179)</b>					
Bas (moins qu'un diplôme d'études secondaires) (nombre = 1 697)	28,05 24,81-31,29	11,19	19,41	23,79	17,57 15,09-20,05
Élevé (nombre = 3 957)	33,1 31,28-34,92	15,47	28,34	18,95	4,14 3,32-4,96
<b>Revenu (nombre manquant = 1 871)</b>					
Faible — moins de 40 000 \$ (nombre = 2 280)	26,08 23,58-28,58	14,46	25,24	22,86	11,35 9,55-13,15
Élevé — 40 000 \$ et plus (nombre = 1 682)	29,77 26,97-32,57	13,91	33,26	20,1	2,96# 1,94-3,98
<b>Emploi (nombre manquant = 145)</b>					
Aucun emploi en douze mois (nombre = 2 257)	20,9 18,40-23,40	13,93	21,97	25,79	17,41 15,33-19,49
Un emploi ou plus au cours des douze derniers mois (nombre = 3 431)	38,07 36,20-39,94	14,4	27,86	17,05	2,62 1,97-3,27

# L'estimation du coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % est instable en raison de la forte variabilité de l'échantillonnage.

Source : Enquête sociale générale, cycle 10 (1995)



**Tableau 3c: Répartition spécifique de la grandeur de la famille selon le sexe, l'origine ethnique, la région, le statut de propriétaire ou de locataire et la mesure de l'état de santé**

Hommes					
	Grandeur de la famille : nombre d'enfants				
	Estimation (95 % IC) 0	1	2	3 ou 4	Estimation (95 % IC) 5 et plus
<b>Origine ethnique (nombre manquant = 7)</b>					
Nord-américain (nombre = 4 001)	41,57 39,78-43,36	13,75	23,33	17,44	3,92 3,24-4,60
Européen (nombre = 373)	20,88 16,21-25,55	19,48	32,32	21,03	---
Autre (nombre = 394)	38,55 33,56-43,54	14,09	26,09	15,91	---
<b>Région (nombre manquant = 7)</b>					
Atlantique (nombre = 875)	37,22 31,09-43,35	13,37	22,95	19,47	6,99# 4,00-9,98
Québec (nombre = 1 314)	41,22 37,67-44,77	14,52	24,97	15,31	3,98 2,59-5,37
Ontario (nombre = 918)	37,75 35,09-40,41	15,78	24,28	18,34	3,85 2,75-4,95
Prairies (nombre = 1 092)	39,23 35,15-43,31	12,08	25,79	17,82	5,08 3,29-6,87
Colombie-Britannique (nombre = 568)	41,17 36,17-46,17	13,23	23,53	18,54	---
<b>Statut de propriétaire (nombre manquant = 140)</b>					
Oui (nombre = 3 176)	33,51 31,67-35,35	14,53	27,54	19,97	4,45 3,62-5,28
Non (nombre = 1 459)	55,09 51,53-58,65	14,01	15,53	11,75	3,62# 2,36 -4,88
<b>Mesure de l'état de santé (nombre manquant = 149)</b>					
Excellente, très bonne, bonne (nombre = 4 052)	40,81 39,21-42,41	14,52	24,23	17,1	3,33 2,67-3,99
Passable ou médiocre (nombre = 574)	30,36 25,90-34,82	12,51	24,08	22,21	10,84 7,87-13,81

Femmes					
	Grandeur de la famille : nombre d'enfants				
	Estimation (95 % IC) 0	1	2	3 ou 4	Estimation (95 % IC) 5 et plus
<b>Origine ethnique (nombre manquant = 7)</b>					
Nord-américain (nombre = 4 945)	33,13 31,31-34,95	13,34	24,72	20,37	8,45 7,42-9,48
Européen (nombre = 408)	16,76 12,92-20,60	17,69	36,36	22,64	---
Autre (nombre = 473)	29,52 25,18-33,86	16,07	24,9	20,88	8,63# 5,74-11,52
<b>Région (nombre manquant = 7)</b>					
Atlantique (nombre = 1 036)	29,75 24,21-35,29	16,22	20,02	22,34	11,66# 7,75-15,57
Québec (nombre = 1 726)	32,06 28,60-35,52	14,42	24,91	18,49	10,12 8,16-12,08
Ontario (nombre = 1 085)	31,49 28,53-34,45	13,85	27,23	20,34	7,09 5,70-8,48
Prairies (nombre = 1 338)	28,47 24,68-32,26	12,2	27,18	23,94	8,21 5,94-10,48
Colombie-Britannique (nombre = 641)	34,94 30,35-39,53	14,4	24,69	20	5,97# 3,81-8,13
<b>Statut de propriétaire (nombre manquant = 193)</b>					
Oui (nombre = 3 595)	27,28 25,41-29,15	13,12	28,56	22,42	8,62 7,54-9,70
Non (nombre = 2 045)	41,13 37,58-44,68	16,28	19,56	15,69	7,34 5,74-8,94
<b>Mesure de l'état de santé (nombre manquant = 207)</b>					
Excellente, très bonne, bonne (nombre = 4 857)	32,66 30,87-34,45	13,57	26,43	20,29	7,05 6,17-7,93
Passable ou médiocre (nombre = 769)	24,91 20,37-29,45	16,77	21,62	20,48	16,21 12,49-19,93

# L'estimation du coefficient de variation entre 16,6 % et 33,3 % est instable en raison de la forte variabilité de l'échantillonnage.

Source : Enquête sociale générale, cycle 10 (1995)



**Tableau 4: Associations multivariées entre le nombre d'enfants et les facteurs spécifiques liés aux déterminants de la santé**

Nombre d'enfants	État civil		Niveau d'études		Emploi	
	Rapport de cotes	95 % IC	Rapport de cotes	95 % IC	Rapport de cotes	95 % IC
<b>Femmes</b>						
Aucun†	1,00		1,00		1,00	
1	3,75	3,06-4,61	0,93	0,73-1,18	1,88	1,49-2,36
2	5,90	4,86-7,17	1,26	1,01-1,57	1,65	1,33-2,05
3 ou 4	5,33	4,32-6,57	1,83	1,47-2,29	2,25	1,79-2,82
5 et plus	4,86	3,67-6,42	3,50	2,63-4,67	3,48	2,51-4,82
<b>Hommes</b>						
Aucun†	1,00		1,00		1,00	
1	6,41	5,09-8,07	0,82	0,65-1,05	0,82	0,60-1,12
2	8,89	7,07-11,17	1,11	0,89-1,39	0,83	0,62-1,10
3 ou 4	9,68	7,40-12,66	1,45	1,14-1,83	0,94	0,70-1,26
5 et plus	9,90	6,21-15,79	1,50	1,05-2,14	1,81	1,21-2,70
Nombre d'enfants	Statut de propriétaire		Mesure de l'état de santé			
	Rapport de cotes	95 % IC	Rapport de cotes	95 % IC		
<b>Femmes</b>						
Aucun†	1,00		1,00			
1	0,81	0,66-1,00	0,72	0,54-0,96		
2	1,26	1,04-1,53	1,05	0,79-1,39		
3 ou 4	1,23	1,00-1,52	1,13	0,84-1,51		
5 et plus	1,09	0,82-1,46	0,77	0,56-1,11		
<b>Hommes</b>						
Aucun†	1,00		1,00			
1	1,29	1,04-1,61	1,04	0,75-1,44		
2	2,13	1,72-2,64	1,04	0,76-1,38		
3 ou 4	1,93	1,52-2,45	0,97	0,71-1,31		
5 et plus	1,61	1,10-2,36	0,54	0,36-0,80		

Le signe † désigne le groupe de référence  
**Source :** Enquête sociale générale, cycle 10 (1995)

**Tableau 5: Répartition de l'attitude et des valeurs selon l'âge et le niveau d'études**

Attitude	Femmes				
	De 15 à 29 ans	De 30 à 49 ans	50 ans et plus	Bas	Élevé
Il est important d'avoir au moins un enfant	74,96 71,73-78,19	76,29 74,05-78,53	86,67 84,97-88,37	83,33 80,39-86,27	77,89 75,91-79,87
En accord : une maison et des enfants représentent ce qu'une femme désire réellement	41,04 37,50-44,58	47,99 45,36-50,62	69,74 66,73-72,75	68,56 65,20-71,92	47,10 45,25-48,95
En accord : un homme devrait refuser une promotion au travail pour le bien de sa famille	41,04 37,82-44,26	47,99 45,36-50,62	69,74 65,23-74,25	50,58 46,61-54,55	51,16 48,85-53,47
En accord : une femme devrait refuser une promotion au travail pour le bien de sa famille	52,48 48,37-56,59	62,34 58,92-65,76	72,61 69,48-75,74	67,80 64,48-71,12	61,13 59,33-62,93
Attitude	Hommes				
	De 15 à 29 ans	De 30 à 49 ans	50 ans et plus	Bas	Élevé
Il est important d'avoir au moins un enfant	76,36 73,07-79,65	74,23 71,61-76,85	84,88 82,55-87,21	81,88 79,15-84,61	76,55 74,75-78,35
En accord : une maison et des enfants représentent ce qu'une femme désire réellement	46,53 42,88-50,18	53,31 50,38-56,24	73,61 70,44-76,78	71,10 68,03-74,17	51,41 49,09-53,73
En accord : un homme devrait refuser une promotion au travail pour le bien de sa famille	52,56 49,16-55,96	60,38 57,42-63,34	55,12 51,55-58,69	60,57 57,13-64,01	59,98 57,86-62,10
En accord : une femme devrait refuser une promotion au travail pour le bien de sa famille	52,56 49,16-55,96	60,38 57,42-63,34	68,09 64,75-71,43	60,57 57,13-64,01	59,98 57,86-62,10

Source : Enquête sociale générale, cycle 10 (1995)



**Tableau 6: Résultats de l'analyse multivariable des facteurs liés à l'intention d'avoir un enfant ou plus dans l'avenir (selon l'Enquête sociale générale de 1995), poids ré-échelonné**

Variable	Valeur	Femmes (nombre = 2 693)		Hommes (nombre = 2 189)	
		Estimation du rapport de cotes	95 % IC	Estimation du rapport de cotes	95 % IC
Nombre actuel d'enfants	Aucun†	1,00		1,00	
	1 ou plusieurs	0,16*	0,12-0,21	0,18*	0,14-0,24
État civil	Célibataire†	1,00		1,00	
	Marié	0,71	0,51-1,00	0,47*	0,33-0,67
	Précédemment marié	0,43*	0,23-0,80	0,34*	0,18-0,61
Mesure de l'état de santé	Passable ou médiocre†	1,00		1,00	
	Excellente/Très bonne/bonne	2,09*	1,32-3,32	1,44	0,96-2,15
Niveau d'études	Moins qu'un diplôme d'études secondaires†	1,00		1,00	
	Diplôme d'études secondaires	1,21	0,79-1,83	1,4	0,93-2,11
	Plus qu'un diplôme d'études secondaires†	1,67*	1,09-2,57	1,64*	1,11-2,41
	Diplôme d'études collégiales ou universitaires	2,35*	1,59-3,46	2,90*	2,04-4,11
Emploi	Sans emploi	1,00		1,00	
	Travaille à temps plein	1,79*	1,12-2,86	0,54*	0,30-0,98
	Travaille à temps partiel	1,18	0,84-1,65	0,75	0,46-1,24
Âge	De 15 à 29 ans†	1,00		1,00	
	De 30 à 49 ans	0,04*	0,03-0,05	0,08	0,06-0,11
Il est important d'avoir au moins un enfant pour être heureux dans la vie	Important	1,00		1,00	
	Pas important	0,53*	0,41-0,70	0,47*	0,36-0,62
Une maison et des enfants représentent ce qu'une femme désire réellement	En accord†	1,00		1,00	
	En désaccord	0,69*	0,53-0,90	0,70*	0,55-0,88

Variable	Valeur	Femmes (nombre = 2 693)		Hommes (nombre = 2 189)	
		Estimation du rapport de cotes	95 % IC	Estimation du rapport de cotes	95 % IC
Une femme devrait refuser une promotion au travail si cette dernière l'empêche de passer suffisamment de temps avec sa famille	En accord†	1,00		1,00	
	En désaccord	0,83	0,56-1,23	0,93	0,65-1,33
Un homme devrait refuser une promotion au travail si cette dernière l'empêche de passer suffisamment de temps avec sa famille	En accord†	1,00		1,00	
	En désaccord	0,99	0,66-1,48	1,35	0,94-1,94

Le symbole † désigne le groupe de référence.

Source : Enquête sociale générale, cycle 10 (1995)