

# La santé des mères seules

*Claudio Pérez et Marie P. Beaudet*

## Résumé

### Objectifs

Le présent article porte sur les différences d'état de santé et d'utilisation des services de santé observées chez les mères de famille biparentale, les mères qui se sont retrouvées seules récemment et celles qui le sont depuis plus longtemps. L'article étudie aussi l'évolution de la santé de ces femmes et de leur utilisation des services de santé au fil du temps.

### Source des données

Les données proviennent de la composante longitudinale des deux premiers cycles (1994-1995 et 1996-1997) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). L'échantillon analysé comprend 1 805 femmes réparties dans les 10 provinces dont le ménage compte au moins un enfant de moins de 18 ans.

### Techniques d'analyse

L'étude compare d'abord les moyennes corrigées et non corrigées de l'autoévaluation de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé pour les trois catégories de mères. Des modèles de régression multiple permettent en outre de déterminer s'il existe un lien significatif entre la condition de mère seule, d'une part, et les indicateurs de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé, d'autre part, après avoir tenu compte de l'effet de certains facteurs.

### Principaux résultats

En général, les mères seules sont en moins bonne santé que les mères de famille biparentale, si l'on s'en tient aux cotes obtenues pour l'autoévaluation de l'état de santé et pour les sentiments de bonheur et de détresse. Dans l'intervalle entre les deux premiers cycles de l'ENSP, l'état de santé des mères seules depuis longtemps ne s'est pas amélioré de façon significative. En outre, aucune différence n'a été constatée en ce qui concerne l'évaluation de l'utilisation des services de santé.

### Mot clés

Parent seul, études longitudinales, autoévaluation de l'état de santé, utilisation des services de santé, bonheur, détresse.

### Auteurs

Claudio Pérez (613-951-1733; perecla@statcan.ca) et Marie P. Beaudet (613-951-7025; beaumar@statcan.ca) travaillent à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Le nombre de familles monoparentales n'a cessé d'augmenter au Canada au cours des dernières décennies. En 1995, on en dénombrait plus de 1,1 million, ce qui représente une hausse de 60 % par rapport à 1981<sup>1</sup>. La grande majorité de ces familles sont dirigées par une femme.

La transition à l'état de parent seul est stressante même si elle est volontaire<sup>2-8</sup>. Selon les circonstances qui mènent à cette situation, les mères seules peuvent subir des tensions dues non seulement à la perte de leur partenaire, mais aussi à des changements comme la nécessité de déménager, la diminution de l'appui financier et affectif, la perte d'un emploi ou le commencement d'un nouvel emploi, et peut-être même le départ d'un ou de plusieurs enfants du foyer.

Être obligée de faire face à une ou à plusieurs de ces situations stressantes peut avoir sur la santé physique et psychique des répercussions qui entraînent un recours plus fréquent aux services de santé. Ainsi, les mères seules depuis peu ne seraient vraisemblablement pas en aussi bonne santé que celles qui vivent avec un partenaire.

L'état de santé des mères qui sont seules depuis un certain temps est plus difficile à prévoir. Au fil du temps, les mères seules apprennent sans doute à faire face à leur situation et il se peut que leur santé s'améliore et qu'elles utilisent moins souvent les services de santé. Selon certaines études, après une période d'adaptation de deux ou trois ans environ, nombre de mères seules retrouvent un état de santé comparable à celui des mères de famille biparentale<sup>9,10</sup>.

L'exposition prolongée aux difficultés qui caractérisent la situation de mère seule peut sans doute aussi compromettre la santé et accroître l'utilisation des services de santé. Par conséquent,

la santé des mères qui sont seules depuis longtemps différera vraisemblablement de celle des mères qui vivent avec un partenaire ou qui sont devenues seules récemment. Toutefois, il reste à déterminer quel groupe de mères seules aura le meilleur ou le pire état de santé et lequel utilisera les services de santé le plus fréquemment.

Nombre d'études indiquent que les mères seules jouissent dans l'ensemble d'un moins bon état de santé mentale et physique et utilisent plus fréquemment les services de santé que celles qui vivent avec un partenaire<sup>4,6,8,11-16</sup>. Cependant, assez peu de travaux décrivent l'évolution de la santé des mères seules au fil du temps. Les données

### Source des données

Le présent article repose sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'enquête permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle porte sur les membres des ménages et les personnes placées en établissement de santé des provinces et territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP compte une composante transversale, ainsi qu'une composante longitudinale. Les personnes qui font partie du panel longitudinal seront suivies pendant une période allant jusqu'à 20 ans.

Les données tirées de l'enquête ont été regroupées dans le Fichier général et dans le Fichier santé. Le Fichier général rassemble des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres des ménages participants. Une personne a en outre été sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé, ainsi que les données du Fichier général sur les personnes qui ont fourni ces renseignements.

Parmi les membres des ménages formant la composante longitudinale en 1996-1997, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était, pour chaque ménage, la personne qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) et, en général, la personne ayant fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment du deuxième cycle (1996-1997).

L'échantillon de 1994-1995 de la composante des ménages couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 %

ont accepté de participer à l'enquête. À l'issue d'un tri de sélection pour s'assurer du caractère représentatif de l'échantillon, 20 725 ménages faisaient encore partie du champ d'observation. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans et plus. Parmi ces personnes, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %. De ces 17 626 personnes sélectionnées au hasard, 14 786 satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP, de même que 468 personnes auprès desquelles seuls des renseignements généraux ont été recueillis. En outre, 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal. Donc, 17 276 personnes remplissaient les conditions pour être réinterviewées en 1996-1997.

En 1996-1997, 16 168 membres du panel longitudinal ont participé à l'enquête, ce qui représente un taux de réponse de 93,6 %. De ce nombre, 15 670 personnes ont fourni des renseignements complets, c'est-à-dire des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur leur santé, aux deux cycles de l'enquête. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans les rapports publiés au sujet de l'enquête<sup>17,18</sup>.

La présente analyse se fonde sur les données longitudinales de la composante des ménages des cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'ENSP pour les 10 provinces. Elle se concentre sur 1 805 femmes qui, en 1996-1997, avaient au moins un enfant de moins de 18 ans à la maison et qui vivaient avec un partenaire ou étaient seules. Ces femmes se répartissent de la façon suivante: 1 374 femmes vivant dans une famille biparentale, 367 mères seules depuis longtemps et 64 mères nouvellement seules (voir *Définitions*).

longitudinales des premier (1994-1995) et deuxième (1996-1997) cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) donnent l'occasion d'observer cette évolution et d'étudier certains facteurs qui y sont associés (voir *Source des données, Techniques d'analyse, et Limites*).

### Les mères seules sont en moins bonne santé

En 1996-1997, les mères seules n'ont pas évalué leur état général de santé aussi favorablement que les mères de famille biparentale (tableau 1) (voir *Caractéristiques de l'état de santé*). D'aucuns prétendent que certaines femmes dont la santé n'est pas très bonne « causent » elles-mêmes leur situation de mère seule, car leur mauvais état de santé met sans doute à rude épreuve la relation avec leur partenaire<sup>12,15</sup>. Pour en partie parer à cette éventualité, les cotes d'autoévaluation de l'état de santé des mères

obtenues en 1996-1997 ont été corrigées pour tenir compte des vraies cotes obtenues en 1994-1995.

Même en considérant les cotes d'autoévaluation de l'état de santé des mères seules en 1994-1995, la cote moyenne calculée pour 1996-1997 est plus faible pour ces mères que pour celles qui vivent avec un partenaire. La tendance est la même pour les sentiments de bonheur et de détresse : en 1996-1997, les mères seules se sentaient nettement moins heureuses et éprouvaient un sentiment de détresse nettement plus prononcé que les autres, même après correction pour tenir compte des autoévaluations de 1994-1995.

### Des écarts persistent

La répartition des mères seules en deux catégories, à savoir les mères nouvellement seules (c'est-à-dire celles qui le sont devenues après 1994-1995) et les mères seules depuis longtemps (c'est-à-dire celles

## Techniques d'analyse

Une moyenne a d'abord été calculée quant aux cotes enregistrées pour l'autoévaluation de l'état de santé, le sentiment de bonheur, le sentiment de détresse et le nombre moyen de consultations de certains professionnels de la santé. Les valeurs obtenues ont ensuite été comparées tant chez les mères vivant avec un partenaire que chez celles vivant seules. De même, les moyennes pour ces deux groupes ont été calculées et comparées après correction pour tenir compte de l'effet sur les indicateurs étudiés des résultats de l'autoévaluation de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé enregistrés en 1994-1995 (tableaux 1 et 3).

L'analyse de la variance de mesures répétées a servi à comparer l'autoévaluation de l'état de santé et l'utilisation des services de santé chez les mères appartenant à une famille biparentale, les mères nouvellement seules et les mères seules depuis longtemps (tableaux 2 et 4). Cette méthode consiste à utiliser la personne elle-même comme témoin.

La régression linéaire multiple a permis de déterminer si la condition de mère seule est liée de façon significative à certains indicateurs de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé, après avoir tenu compte de l'effet d'autres facteurs que l'on pense être liés à ces variables.

Les données ont été pondérées de façon à ce qu'elles soient représentatives de la population observée en 1994-1995, à

l'occasion du premier cycle de collecte de données de l'ENSP. Le niveau de signification a été fixé à  $p = 0,05$ . L'application de la méthode *bootstrap* a en outre servi à tenir compte de l'effet du plan de sondage sur les estimations de la variance et les tests de signification<sup>19,20</sup>. Dans le cas de comparaisons par paire portant sur plus de deux catégories (tableaux 2, 4 et 5), le niveau de signification a été corrigé pour tenir compte des comparaisons multiples.

Souvent, la distribution du nombre de visites chez les professionnels de la santé n'obéit pas à la loi normale. En général, elle passe par un maximum à l'origine et est étalée vers la droite. En présence d'une telle distribution, la moyenne est un mauvais indicateur de la tendance centrale, si bien que les résultats de l'analyse multivariée risquent d'être faussés. Une méthode courante pour remédier à ce problème consiste à ajouter une unité (1) aux valeurs quand la distribution englobe la valeur zéro et à calculer leur logarithme naturel. Cependant, les résultats fondés sur les cotes qui ont été transformées pour obtenir leur logarithme naturel équivalent sont difficiles à conceptualiser. Dans le cas des consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle, où la distribution est étalée vers la droite, on a calé les deux valeurs extrêmes sur la cote la plus élevée suivante. Les analyses par régression linéaire multiple portant sur les valeurs recodées et sur les cotes ayant été transformées pour obtenir leur logarithme naturel équivalent produisent des résultats similaires.

qui étaient seules en 1994-1995 et en 1996-1997) donne une idée de l'évolution de leurs états de santé respectifs au fil du temps.

La cote moyenne d'autoévaluation de l'état de santé est nettement plus faible pour les mères seules depuis longtemps que pour les mères de famille biparentale, tant en 1994-1995 qu'en 1996-1997. En outre, la moyenne n'a varié significativement ni pour l'un ni pour l'autre groupe durant cette période de deux ans (tableau 2).

Au premier cycle de l'enquête, la cote moyenne d'autoévaluation de l'état de santé était presque la même pour les mères nouvellement seules que pour les mères de famille biparentale, puisque leur situation familiale était la même à cette époque-là; en revanche, au deuxième cycle, la cote moyenne calculée pour les mères nouvellement seules est comparable à celle obtenue pour les mères seules depuis longtemps. Toutefois, cette diminution en apparence considérable de la cote d'autoévaluation de l'état de santé des mères nouvellement seules n'est pas statistiquement significative. Néanmoins, elle contraste avec la stabilité observée pour les deux autres groupes. Le fait que l'écart ne soit pas significatif pourrait tenir au manque de puissance statistique due à la petite taille de l'échantillon de mères nouvellement seules.

La cote moyenne d'évaluation du sentiment de bonheur obtenue pour les mères de famille

Tableau 1  
Cotes moyennes des mères pour certains indicateurs de l'état de santé, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Mères de famille biparentale (B)	Mères seules (S)	Écarts significatifs
État de santé autodéclaré	7,35	6,57	B>S*
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	7,27	6,79	B>S*
Sentiment de bonheur	9,62	8,94	B>S*
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	9,56	9,11	B>S*
Sentiment de détresse	1,11	1,93	B<S*
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	1,20	1,65	B<S*

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995 et de 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

Nota : Pour toutes les variables, les cotes ont été codées de faible à élevée, puis rééchelonnées de 0 à 10.

\*  $p = 0,05$ , test bilatéral

biparentale est supérieure à celle obtenue pour les mères seules depuis longtemps, aussi bien en 1994-1995 qu'en 1996-1997. En outre, en 1996-1997, le groupe des mères appartenant à une famille biparentale était le seul pour lequel la cote de sentiment de bonheur avait augmenté de façon significative.

La comparaison entre les mères qui ont participé à la fois aux premier et deuxième cycles de l'enquête et celles qui n'ont participé qu'au premier cycle montre que les premières se sentaient significativement plus heureuses que les secondes

Tableau 2  
Cotes moyennes des mères pour certains indicateurs de l'état de santé, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	Cotes moyennes			Écarts significatifs
	Mères de famille biparentale (B)	Mères nouvellement seules† (N)	Mères seules depuis longtemps (L)	
<b>État de santé autodéclaré</b>				
Cycle 1 (1994-1995)	7,33	7,27	6,62	B1 > L1*
Cycle 2 (1996-1997)	7,35	6,72	6,53	B2 > L2*
Comparaison entre les cycles	...	...	...	n.s.
<b>Sentiment de bonheur</b>				
Cycle 1 (1994-1995)	9,42	9,15	8,57	B1 > L1*
Cycle 2 (1996-1997)	9,62	9,21	8,86	B2 > L2*
Comparaison entre les cycles	...	...	...	B1 < B2*
<b>Sentiment de détresse</b>				
Cycle 1 (1994-1995)	1,34	2,25	2,27	B1 < N1* B1 < L1*
Cycle 2 (1996-1997)	1,11	1,75	1,99	B2 < L2*
Comparaison entre les cycles	...	...	...	B1 > B2*

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995 et de 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

Nota : Les comparaisons sont faites par analyse de la variance de mesures répétées. Pour toutes les variables, les valeurs ont été codées de faible à forte, puis rééchelonnées de 0 à 10.

† Devenues mère seule après l'entrevue du premier cycle.

B1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères de famille biparentale

B2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères de famille biparentale

N1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères nouvellement seules

N2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères nouvellement seules

L1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères seules depuis longtemps

L2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères seules depuis longtemps

\*  $p = 0,05$ ; test bilatéral avec correction pour tenir compte des comparaisons multiples

... N'ayant pas lieu de figurer

n.s. = non significatif

(données non présentées). Ainsi, l'érosion de l'échantillon n'est sans doute pas étrangère à cette augmentation de la cote d'évaluation du sentiment de bonheur des mères de famille biparentale.

Lors des deux cycles, la cote d'évaluation du sentiment de détresse était plus élevée pour les mères seules depuis longtemps que pour les mères de famille biparentale. En outre, au premier cycle, le niveau de détresse des mères nouvellement seules était nettement plus élevé que celui des mères de famille biparentale. À cette époque-là, les femmes qui allaient devenir des mères seules vivaient encore avec un partenaire. Leur niveau élevé de détresse témoigne sans doute des tensions qui existaient dans le couple avant la rupture.

En 1996-1997, la cote moyenne d'évaluation du sentiment de détresse avait baissé significativement chez les mères de famille biparentale, mais non chez les mères seules depuis longtemps. La diminution importante observée chez les premières tient vraisemblablement au fait que les familles biparentales étaient mieux placées que les autres pour profiter de l'amélioration de la conjoncture économique<sup>21</sup> durant la période de référence. L'érosion de l'échantillon ne semble avoir aucun effet sur les cotes d'évaluation du sentiment de détresse.

La valeur moyenne des coefficients de stabilité de ces indicateurs de l'état de santé (tableau A en annexe) montre que les moyennes globales masquent d'importantes variations individuelles (d'un cycle à l'autre). En outre, la fiabilité et la validité des trois indicateurs peuvent différer (par exemple, la cote d'évaluation du sentiment de bonheur, qui se fonde sur une seule question, pourrait dépendre fortement de l'humeur de la personne). Cependant, une constatation persiste. Au premier cycle, et ce pour les trois indicateurs choisis, la santé des mères seules depuis longtemps était nettement moins bonne que celles des mères de famille biparentale, et il en était toujours de même au deuxième cycle.

### **L'utilisation des services de santé est comparable**

Théoriquement, le moins bon état de santé des mères seules devrait être associé à une utilisation plus fréquente des services de santé. Néanmoins, le

Tableau 3

**Nombre moyen de consultations des professionnels de la santé par les mères, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1996-1997**

	Mères de famille biparentale (B)	Mères seules (S)	Écarts significatifs
Nombre de consultations d'un médecin	5,81	4,73	n.s.
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	4,90	5,29	n.s.
Nombre de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle	0,54	1,88	B<S*
Corrigé d'après la cote de 1994-1995	0,65	1,15	n.s.

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995 et de 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

**Nota :** Les valeurs de toutes les variables sont codées de faible à élevée

\*  $p = 0,05$ ; test bilatéral

n.s. = non significatif

nombre autodéclaré moyen de consultations d'un médecin est sensiblement le même pour l'ensemble des mères seules que pour les mères de familles biparentales (tableau 3). De surcroît, les écarts statistiques observés entre les deux groupes en ce qui a trait au nombre moyen de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle disparaissent quand on tient compte du nombre déclaré de consultations au premier cycle.

En distinguant les mères nouvellement seules de celles qui le sont depuis longtemps, les nombres moyens de consultations d'un médecin enregistrées pour les trois groupes ne présentent aucun écart significatif (tableau 4). Cependant, en 1996-1997, le nombre déclaré de consultations d'un médecin avait baissé de façon significative pour les mères de famille biparentale et les mères seules depuis longtemps.

Le seul écart significatif en ce qui concerne les consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle est celui observé en 1994-1995, quand les mères de famille biparentale ont mentionné un nombre plus faible, en moyenne, de consultations que les mères seules depuis longtemps.

## Définitions

L'analyse considère trois catégories de mères : (1) *les mères nouvellement seules*, qui vivaient avec un partenaire et au moins un enfant de moins de 18 ans en 1994-1995, mais qui vivaient seules avec au moins un enfant en 1996-1997; (2) *les mères seules depuis longtemps*, qui vivaient uniquement avec un ou plusieurs enfants lors des deux cycles de collecte des données; et (3) *les mères de famille biparentale*, qui vivaient avec un partenaire et au moins un enfant au moment des deux cycles de collecte des données. Un quatrième groupe, à savoir les femmes qui étaient dans la situation de mère seule au premier cycle mais qui faisaient partie d'une famille biparentale au moment du deuxième cycle, comptait un trop petit nombre de sujets (46) pour être inclus dans l'analyse. La durée exacte des conditions d'habitation de quelque groupe demeure inconnue, compte tenu de l'absence de données sur le début de leur situation courante. Toute femme dont le ménage comptait une autre personne qu'elle-même, ses enfants et, s'il y avait lieu, son partenaire a été exclue de l'analyse.

Ont en outre été classées dans la catégorie de revenu inadéquat, les femmes appartenant à l'un ou l'autre des deux quintiles inférieurs de revenu, définis en fonction du revenu total du ménage et de la taille du ménage, de la façon suivante :

Quintile de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu du ménage
Inférieur	1 à 4 5 et plus	Inférieur à 10 000 \$ Inférieur à 15 000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2 3 ou 4 5 et plus	10 000 \$ à \$14 999 \$ 10 000 \$ à \$19 999 \$ 15 000 \$ à \$29 999 \$
Moyen	1 ou 2 3 ou 4 5 et plus	15 000 \$ à \$29 999 \$ 20 000 \$ à \$39 999 \$ 30 000 \$ à \$59 999 \$
Moyen-supérieur	1 ou 2 3 ou 4 5 et plus	30 000 \$ à \$59 999 \$ 40 000 \$ à \$79 999 \$ 60 000 \$ à \$79 999 \$
Supérieur	1 ou 2 3 et plus	60 000 \$ et plus 80 000 \$ et plus

Les personnes qui ont indiqué qu'une de leurs sources de revenu était des prestations provinciales ou municipales d'aide sociale ou de bien-être ont été classées dans la catégorie des *personnes bénéficiant de l'aide sociale*.

Les femmes qui ont déclaré ne posséder qu'un diplôme d'études secondaires ou ne pas avoir obtenu ce diplôme ont été classées dans la catégorie de *faible niveau de scolarité*.

Les catégories suivantes ont servi à rendre compte de la situation d'activité: *emploi à temps plein* (normalement, 30 heures de travail ou plus par semaine pour tous les emplois courants regroupés), *emploi à temps partiel* (normalement, moins de 30 heures de travail par semaine pour tous les emplois courants regroupés), *en chômage* (personne ne travaillant pas à l'heure actuelle à cause d'une mise à pied saisonnière ou non saisonnière provisoire, d'une mise à pied permanente, d'une démission ou ayant déclaré être à la recherche d'un emploi), *personne inactive* (ne travaillant pas à

cause d'une maladie, à cause d'une grossesse, pour prendre soin de ses propres enfants, pour prendre soin d'un parent âgé, pour d'autres raisons personnelles/familiales, parce qu'elle est aux études ou en congé de formation, retraitée, handicapée ou en convalescence après une maladie, ou « autre »). Les personnes qui ont déclaré ne pas travailler à l'heure actuelle à cause d'un conflit de travail ou être en congé non rémunéré ou partiellement rémunéré ont été considérées comme étant occupées. Une cinquième catégorie, *données manquantes*, regroupe les cas pour lesquels on ne connaît pas le nombre courant d'heures de travail ou la raison pour laquelle la personne ne travaille pas. Une femme a été identifiée comme ayant un *nouvel employeur* uniquement si elle travaillait au moment des deux cycles de l'enquête et que l'employeur n'était pas le même en 1996-1997 qu'en 1994-1995.

L'état matrimonial n'a ici nullement été pris en compte, puisque l'analyse met l'accent sur la composition du ménage plutôt que sur le caractère légal de la relation de la mère. Cependant, la catégorie « séparée » a été intégrée au modèle multivarié, car cette situation pourrait être un indice d'instabilité supplémentaire que n'éprouvent pas les mères de famille biparentale ni les mères seules qui sont divorcées ou veuves.

Un indice marquant la *perte d'un ou de plusieurs enfants* a été associé aux femmes dont le nombre d'enfants dans le ménage avait diminué (quelle qu'en soit la raison) entre 1994-1995 et 1996-1997.

Les *personnes ayant déménagé* sont celles dont le code postal a changé entre 1994-1995 et 1996-1997.

Quatre questions auxquelles il fallait répondre par « oui » ou par « non » ont servi à évaluer le soutien émotionnel. Les mères interrogées se sont vu demander si elles avaient une personne à qui elles pouvaient se confier, sur qui elles pouvaient compter, qui pouvaient leur donner des conseils et qui pouvaient leur donner le sentiment d'être aimée et choyée. Chaque réponse affirmative a reçu une cote de 1. La perception de bénéficier d'un soutien émotionnel est d'autant plus forte que la cote est élevée. Un changement dans le soutien émotionnel a été défini comme un écart entre les cotes enregistrées en 1994-1995 et 1996-1997.

On a demandé aux participants à l'ENSP s'ils avaient « des problèmes de santé de longue durée qui persistent ou qui devraient persister six mois ou plus ». Une liste proposant une vaste gamme de *problèmes de santé chroniques* particuliers a alors été lue.

Les femmes qui sont restées alitées ou qui ont réduit leurs activités au moins un jour au cours des deux semaines qui ont précédé l'entrevue à cause d'une maladie ou d'une blessure ont été considérées comme *ayant connu des journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines*.

Les participantes à l'enquête devaient indiquer si une incapacité physique ou mentale, ou un problème de santé chronique, avait limité d'une façon quelconque le genre ou le nombre d'activités exercées à la maison, à l'école, au travail ou dans d'autres activités comme les loisirs ou les déplacements entre la maison et le lieu de travail. Elles se sont aussi vu demander si elles souffraient d'une incapacité ou d'un handicap quelconque de longue durée. Les personnes qui ont répondu « oui » à l'une de ces questions ont été classées dans la catégorie des personnes présentant une *limitation des activités*.

Tableau 4  
Nombre moyen de consultations des professionnels de la santé par les mères, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1994-1995 et 1996-1997

	Nombre moyen de consultations			Écarts significatifs
	Mères de famille biparentale (B)	Mères nouvellement seules <sup>†</sup> (N)	Mères seules depuis longtemps (L)	
<b>Consultations d'un médecin</b>				
Cycle 1 (1994-1995)	5,40	6,06	8,07	n.s.
Cycle 2 (1996-1997)	4,73	7,71	5,28	n.s.
Comparaison entre les cycles	...	...	...	B1 > B2* L1 > L2*
<b>Consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle</b>				
Cycle 1 (1994-1995)	0,60	2,36	3,07	B1 < L1*
Cycle 2 (1996-1997)	0,55	2,86	1,59	n.s.
Comparaison entre les cycles	...	...	...	n.s.

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995 et de 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

**Nota :** Les comparaisons sont faites par analyse de la variance de mesures répétées.

† Devenues mère seule après l'entrevue du premier cycle.

B1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères de famille biparentale

B2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères de famille biparentale

N1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères nouvellement seules

N2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères nouvellement seules

L1 – Cote moyenne au premier cycle pour les mères seules depuis longtemps

L2 – Cote moyenne au deuxième cycle pour les mères seules depuis longtemps

\*  $p = 0,05$ ; test bilatéral avec correction pour tenir compte des comparaisons multiples

... N'ayant pas lieu de figurer

n.s. = non significatif

## Le statut socioéconomique et la santé

Plusieurs autres variables liées au bien-être physique et psychique ont servi à interpréter l'état de santé relativement moins bon des mères seules (voir *Définitions*).

Nombre d'auteurs ont décrit le lien entre le mauvais état de santé et un faible statut socioéconomique<sup>22-24</sup>. Les familles dirigées par une mère seule sont, force est d'admettre, souvent économiquement défavorisées<sup>3,5,6,8,11,25-32</sup>. Inversement, les femmes de faible statut socioéconomique courent un risque plus grand que les autres de devenir des mères seules<sup>33</sup>. Il n'est donc pas étonnant que, selon les données de l'ENSP, les mères nouvellement seules et celles qui le sont depuis

Tableau 5  
Certaines caractéristiques des mères, selon le type de famille, Canada, territoires non compris, 1996-1997

	Mères de famille biparentale (B)	Mères seules		Comparaisons par paire significatives
		Nouvellement (N)	Depuis longtemps (L)	
<b>Caractéristiques personnelles</b>				
Âge moyen de la mère (années)	38	34	37	B>N*
<b>Caractéristiques socioéconomiques</b>				
Revenu du ménage inadéquat (%)	9	46	49	B<N* B<L*
Aide sociale (%)	4	40 <sup>†</sup>	45	B<N* B<L*
Faible niveau de scolarité (%)	33	43 <sup>†</sup>	36	n.s.
Emploi à temps plein (%)	47	48 <sup>†</sup>	50	n.s.
Emploi à temps partiel (%)	27	--	16	B>L*
En chômage (%)	3 <sup>†</sup>	--	--	--
Personne inactive (%)	22	24 <sup>†</sup>	29	n.s.
<b>Caractéristiques familiales</b>				
Légalement séparée (%)	...	58	22	N>L*
Nombre moyen d'enfants dans le ménage (%)	2,1	1,8	1,8	B>L* B>N*
Enfants de 5 ans ou moins dans le ménage (%)	40	49 <sup>†</sup>	29	B>L*
<b>Changements<sup>§</sup></b>				
Perte d'enfants (%)	4 <sup>†</sup>	--	--	--
Déménagement (%)	16	64	39	B<N* B<L* N>L*
Nouvel employeur (%)	20	21 <sup>†</sup>	19	n.s.
Variation moyenne du soutien émotionnel	,04 <sup>††</sup>	-,11 <sup>††</sup>	,20 <sup>††</sup>	B<L* N<L*
<b>Indicateurs de la santé</b>				
Problèmes de santé chroniques (%)	56	72	64	n.s.
Journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines (%)	13	--	18	n.s.
Limitations de l'activité (%)	13	--	19	n.s.

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995 et de 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

**Nota :** Les valeurs de toutes les variables sont codées «non/oui», sauf l'âge de la mère, le nombre d'enfants dans le ménage et la variation du soutien émotionnel.

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

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

§ Fondés sur les données du premier cycle (1994-1995) et du deuxième cycle (1996-1997)

†† Coefficient de variation supérieur à 33,3 %, à cause de la faible amplitude des estimations (variation à l'intérieur des groupes entre les moyennes des premier et deuxième cycles presque nulle)

-- Coefficient de variation supérieur à 33,3 %

\*  $p = 0,05$ ; test bilatéral avec correction pour tenir compte des comparaisons multiples

... N'ayant pas lieu de figurer

n.s. = non significatif

longtemps soient plus susceptibles de vivre dans un ménage dont le revenu est inadéquat que les mères de famille biparentale (tableau 5).

Avoir un emploi peut atténuer les pressions financières et susciter un sentiment d'autonomie. Ces deux éléments contribuent ordinairement à l'amélioration du bien-être psychologique et physique. Parallèlement, les personnes qui jouissent d'une meilleure santé physique et psychique sont plus susceptibles que les autres de décrocher ou de garder un emploi.

Alors qu'il n'y a pas de différence en ce qui concerne le travail à temps plein, une proportion plus faible de mères seules depuis longtemps que de mères de famille biparentale travaillent à temps partiel. Pour les mères seules, le travail à temps partiel est peut-être une option peu réaliste. Par exemple, le revenu tiré d'un emploi à temps partiel peut ne pas suffire à compenser les dépenses qu'entraîne un travail.

### Caractéristiques de l'état de santé

Les personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population ont été interrogées sur la façon dont elles perçoivent leur *état de santé*. Une question à cet égard leur a été posée et seule une réponse a été enregistrée. Les cotes ont été rééchelonnées de 0 à 10. « En général, diriez-vous que votre santé est :

- excellente? » [cote de 4; rééchelonnée à 10,0]
- très bonne? » [cote de 3; rééchelonnée à 7,5]
- bonne? » [cote de 2; rééchelonnée à 5,0]
- passable? » [cote de 1; rééchelonnée à 2,5]
- mauvaise? » [cote de 0]

La question suivante a permis d'obtenir une cote d'évaluation du sentiment de *bonheur* (rééchelonnée de 0 à 10) : « Vous décririez-vous comme étant habituellement :

- heureux(se) et intéressé(e) à vivre? » [cote de 4; rééchelonnée à 10,0]
- plutôt heureux(se)? » [cote de 3; rééchelonnée à 7,5]
- plutôt malheureux(se)? » [cote de 2; rééchelonnée à 5,0]
- malheureux(se) et peu intéressé(e) à vivre? » [cote de 1; rééchelonnée à 2,5]
- si malheureux(se) que la vie ne vaut pas la peine d'être vécue? » [cote de 0]

De nouveau, la liste des possibilités a été lue et seule une réponse a été retenue.

Six questions ont en outre permis de mesurer le sentiment de *détresse* psychologique. Ces questions ont trait à des symptômes de dépression et d'anxiété et ont été conçues pour évaluer ces symptômes au moyen d'une échelle à cinq points allant de « jamais » à « tout le temps » : « Au cours du dernier mois, c'est-à-dire la période commençant (un mois plus tôt) et se terminant hier, combien de fois vous êtes-vous senti(e) :

- si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire? »
- nerveux(se)? »
- agité(e) ou ne tenant pas en place? »
- désespéré(e)? »
- bon(ne) à rien? »
- au cours du dernier mois, combien de fois avez-vous senti que tout était un effort? »

Pour chaque personne, la somme de toutes les réponses a été faite (et la cote finale a été rééchelonnée de 0 à 10); l'état de détresse est d'autant plus prononcé que la cote est élevée. Pour l'échantillon complet de l'ENSP, l'estimation du coefficient alpha de Cronbach était égale à 0,77 en 1994-1995 et à 0,80 en 1996-1997.

Le nombre de *consultations d'un médecin* a été déterminé en posant la question : « [Sans compter les séjours dans un établissement de santé] au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un(e) [lisez la catégorie] pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? » Les professionnels de la santé touchés par la question ont été regroupés en deux grandes catégories pour déterminer le nombre de consultations : médecin de famille/médecin généraliste et autre médecin (chirurgien, allergologue, gynécologue ou psychiatre, par exemple).

Enfin, le nombre de *consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle* a été mesuré d'après la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous consulté en personne ou par téléphone un professionnel de la santé au sujet de votre santé émotionnelle ou mentale? » Aux personnes qui ont répondu « oui », la question suivante a été posée : « Combien de fois (au cours des 12 derniers mois)? » Dans la négative, la valeur 0 a été attribuée au code de nombre de consultations.



Les mères nouvellement seules sont celles qui courent le plus grand risque de déménager, expérience éprouvante sans doute associée à leur transition récente à l'état de parent seul.

Entre les deux cycles de l'enquête, les mères de famille biparentale ont bénéficié, en moyenne, d'une légère augmentation du soutien émotionnel et les mères seules depuis longtemps, d'une augmentation nettement plus forte que toutes les autres mères. En revanche, les mères nouvellement seules ont éprouvé, en moyenne, une diminution du soutien émotionnel. La perturbation du réseau social quand des partenaires décident de se séparer est un fait bien connu<sup>2,3</sup>. En outre, la rupture peut renforcer

le sentiment d'être seule et de n'avoir personne sur qui compter<sup>5,29</sup>. Toutefois, avec le temps, les mères seules pourraient ressentir de façon moins marquée le manque de soutien émotionnel ou arriver à reconstruire autour d'elles un réseau qui leur offre ce genre de soutien.

On ne peut étudier séparément le lien entre ces divers facteurs et l'autoévaluation de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé, car nombre de caractéristiques sont interdépendantes. Par exemple, l'emploi à temps plein est généralement associé à un niveau de scolarité plus élevé que l'emploi à temps partiel. Par ailleurs, le fait de déménager peut affaiblir le réseau de soutien

### Limites

Pour s'assurer que les mères nouvellement seules n'étaient pas des femmes devenues mères récemment mais, en fait, des femmes devenues mères seules récemment, on n'a inclus dans l'échantillon que les participantes à l'enquête qui étaient mères lors des deux cycles. Par conséquent, toutes les mères nouvellement seules avaient vécu antérieurement avec un partenaire (autrement dit, au moment du 1<sup>er</sup> cycle). En revanche, les mères seules depuis longtemps incluent les femmes qui n'ont jamais vécu avec un partenaire, puisqu'il n'est pas possible de faire la distinction entre ces deux groupes (en 1995, presque une mère seule sur quatre était célibataire et n'avait jamais été mariée)<sup>1,34</sup>. Il ne faut pas perdre de vue cette incohérence quand on compare les mères nouvellement seules et les mères seules depuis longtemps, puisque des cheminements différents vers la condition de mère seule peuvent avoir des effets distincts sur la santé.

La classification des mères dans les catégories des mères nouvellement seules, des mères seules depuis longtemps et des mères de famille biparentale se fonde sur la composition des ménages au moment de la collecte des données des premier et deuxième cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (voir *Définitions*). Aucun renseignement n'est disponible sur les conditions d'habitation des participantes à l'enquête avant le premier cycle ou entre le premier et le deuxième. Donc, on ne pourrait déceler les modifications éventuelles de la composition du ménage (y compris un changement de partenaire ou la présence d'un partenaire provisoire) durant ces périodes. De plus, la durée des diverses conditions d'habitation demeure inconnue.

Les modèles de régression logistique n'ont pas été conçus pour faire des prévisions, mais plutôt pour déterminer si la condition de mère nouvellement seule ou de mère seule depuis longtemps est liée de façon significative à l'état de santé, quand on tient compte des effets d'autres variables que l'on croit influencer sur l'état de santé. Les données ne permettent pas de tirer de conclusion quant aux relations de cause à effet.

Puisque le nombre de femmes qui se sont retrouvées dans la situation de mère seule sur une période de deux ans est vraisemblablement faible, la taille de l'échantillon de mères nouvellement seules est petite (64), ce qui diminue le pouvoir statistique.

L'érosion de l'échantillon pourrait être forte dans le cas des mères nouvellement seules, qui, étant donné les nouvelles circonstances de leur vie, pourraient être moins disposées à participer aux cycles subséquents de l'enquête. Or, si le changement de situation n'a pas sur la santé de celles qui ont participé au deuxième cycle le même effet que sur la santé de celles qui ont refusé d'y participer, les résultats pourraient être entachés d'un biais.

En plus de l'insuffisance du revenu au moment du deuxième cycle, il serait souhaitable d'examiner le lien entre la diminution du revenu entre les deux cycles de l'enquête et les indicateurs de l'état de santé. Malheureusement, comme les renseignements sur le revenu du ménage ne sont disponibles que pour de grandes catégories, il n'est pas possible de produire une variable « variation du revenu » suffisamment sensible.

Nul ne peut en outre déterminer l'importance du chevauchement entre les nombres déclarés de consultations d'un médecin et de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle.

émotionnel. Toutefois, l'analyse multivariée permet de tenir compte de l'effet de chaque facteur et de diverses combinaisons de ces facteurs sur l'état de santé et sur l'utilisation des services de santé.

Après correction pour tenir compte des effets d'autres variables, on constate, comme prévu, que les problèmes de santé chroniques, les limitations de l'activité et les journées récentes d'incapacité influent significativement sur l'autoévaluation de l'état de santé, ainsi que sur les sentiments de détresse et de bonheur (tableau B en annexe). En outre, ces trois variables sont les seules qui soient associées à une augmentation du nombre de consultations d'un médecin (tableau C en annexe). Enfin, seules les limitations de l'activité sont liées à l'augmentation du nombre de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle.

### **Le niveau de scolarité et le revenu jouent un rôle crucial**

Même en tenant compte des valeurs enregistrées pour chaque indicateur de l'état de santé en 1994-1995, les mères ayant un faible niveau de scolarité se sont dites en moins bonne santé, moins heureuses et dans un état de plus grande détresse que les autres en 1996-1997. L'analyse montre que les mères qui bénéficient de l'aide sociale ont tendance à se juger en moins bonne santé que les autres et que celles dont le niveau de revenu du ménage est inadéquat éprouvent un plus grand sentiment de détresse. Bien que ces résultats donnent à penser que le moins bon état de santé des mères seules est imputable, dans une large mesure, à un faible niveau de scolarité et à un revenu inadéquat, on simplifierait exagérément la situation en concluant que ces facteurs « expliquent complètement » le moins bon état de santé éprouvé par ce groupe. En effet, l'état de santé des mères observé au premier cycle de l'enquête explique à lui seul une part importante de la variance dont rend compte le modèle, d'une part, et la majeure partie de la variance reste inexpliquée, d'autre part.

Ce modèle ne témoigne par contre d'aucun lien significatif entre l'utilisation des services de santé et le faible niveau de scolarité ni l'insuffisance du revenu. En ce qui concerne les consultations d'un

médecin, cette constatation n'a rien de surprenant, compte tenu de l'universalité du régime de santé en vigueur au Canada. Par contre, l'absence d'un lien entre ces facteurs et les consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle semble plus étrange, car ces services sont souvent prodigués selon le principe du paiement à l'acte. Cependant, ils pourraient être offerts aux personnes à faible revenu en même temps que d'autres prestations d'aide sociale.

### **La condition de parent seul et la santé**

Si l'on tient compte d'autres déterminants de la santé et de l'état de santé en 1994-1995, en soi, le fait d'être un parent seul n'a de répercussions significatives sur aucun des trois indicateurs de la santé observés (tableau B en annexe).

Curieusement, un lien global existe entre la séparation et la diminution du sentiment de détresse. Toutefois, ce sentiment augmente chez les mères seules qui viennent de se séparer. Donc, l'instabilité due à la séparation semble être perturbante pour les mères nouvellement seules, mais n'avoir aucun effet sur la perception qu'elles ont de leur état de santé et de leur sentiment de bonheur.

Dans le modèle de l'autoévaluation de l'état de santé, le coefficient positif observé pour les mères seules depuis longtemps et ayant en outre un revenu inadéquat est contre-intuitif. Il serait indiqué, dans ce modèle, de corriger l'effet principal fortement négatif lié uniquement au fait d'être une mère seule depuis longtemps, effet qui, conjugué à l'insuffisance du revenu, aboutit à une sous-estimation de la cote moyenne d'autoévaluation de l'état de santé de ce groupe.

### **Mot de la fin**

Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population, les mères seules se déclarent systématiquement en moins bonne santé que les mères de famille biparentale. En outre, les données longitudinales montrent que, de 1994-1995 à 1996-1997, la perception de l'état de santé ne s'est pas améliorée chez les mères seules depuis longtemps. Elle ne différait pas non plus considérablement de celle des mères nouvellement

seules. Ces résultats donnent à penser que l'exposition prolongée aux circonstances typiques d'une situation monoparentale conduit à se juger en moins bonne santé. Aucun écart significatif n'a été décelé entre les fréquences d'utilisation des services de santé, sauf pour les consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle au premier cycle, pour lesquelles le nombre est plus élevé pour les mères seules depuis longtemps que pour les mères de famille biparentale.

Isolément, la condition de parent seul n'est pas un prédicteur significatif de l'état de santé. Cependant, dans les modèles étudiés, l'effet de la catégorie dans laquelle se range la mère est atténué par la combinaison de nombreuses variables explicatives, comme le faible niveau de scolarité et l'insuffisance du revenu du ménage. Par conséquent, l'évaluation de tous les facteurs qui ont tendance à être reliés à la condition de parent seul, y compris ceux qui surviennent au fil du temps, pourrait être le point de départ critique de la résolution des problèmes de santé auxquels sont vraisemblablement sujettes les mères seules. ●

### Remerciements

Les auteurs remercient Hélène Aylwin pour ses travaux de base sur le sujet.

### Références

1. Statistique Canada, *Les familles canadiennes : diversité et changement*, (Statistique Canada, n° 12F0061XPF au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1996.
2. M. Weinraub et B.M. Wolf, « Stressful life events, social supports, and parent-child interactions: Similarities and differences in single-parent and two-parent families », dans *Research on Support for Parents and Infants in the Postnatal Period*, publié sous la direction de C.F. Boukydis, Norwood, New Jersey, Ablex Publishing Corporation, 1987, p. 114-135.
3. R.L. Simons, C. Johnson et F.O. Lorenz, « Family structure differences in stress and behavioral predispositions », dans *Understanding Differences between Divorced and Intact Families: Stress, Interaction and Child Outcome*, publié sous la direction de R.L. Simmons and Associates, Thousand Oaks, California, Sage Publications, Inc., 1996, p. 45-64.
4. W.R. Avison, « Single motherhood and mental health: implications for primary prevention », [éditorial; commentaire] [revue de la littérature], *Journal de l'Association médicale canadienne*, 156(5), 1997, p. 661-663.
5. M.-L. Friedemann et M. Andrews, « Family support and child adjustment in single-parent families », *Issues in Comprehensive Pediatric Nursing*, 13(4), 1990, p. 289-301.
6. B.E. Compas et R.A. Williams, « Stress, coping, and adjustment in mothers and young adolescents in single- and two-parent families », *American Journal of Community Psychology*, 18(4), 1990, p. 525-545.
7. J. Beck, « Problems encountered by the single working mother », *Ergonomics*, 27(5), 1984, p. 577-584.
8. M.T. Mednick, « Single mothers: A review and critique of current research », *Applied Social Psychology Annual*, 7, 1987, p. 184-201.
9. E.M. Hetherington, « Coping with family transitions: Winners, losers, survivors », dans *The Psychosocial Interior of the Family*, (4<sup>e</sup> édition), publié sous la direction de G. Handel et G.G. Whitchurch, New York, New York, Aldine De Gruyter, 1994, p. 537-559.
10. A.E. Kazac et J.A. Linney, « Stress, coping and life change in the single-parent family », *American Journal of Community Psychology*, 11(2), 1983, p. 207-220.
11. E.L. Lipman, D.R. Offord et M.H. Boyle, « Single mothers in Ontario: sociodemographic, physical and mental health characteristics », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 156(5), 1997, p. 639-645.
12. S. McLanahan, « Single mothers and psychological well-being: A test of the stress and vulnerability hypotheses », *Research in Community and Mental Health*, 5, 1985, p. 253-266.
13. P. Beatson-Hird, P. Yuen et R. Balarajan, « Single mothers: their health and health service use », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 43(4), 1989, p. 385-390.
14. J. Langlois et D. Fortin, « Monoparentalité à chef féminin, pauvreté et santé mentale : état de la recherche », *Santé Mentale au Québec*, 19(1), 1994, p. 157-173.
15. M. Benzeval, « The self-reported health status of lone parents », *Social Science and Medicine*, 46(10), 1998, p. 1337-1353.
16. R.H. Fulmer, « A structural approach to unresolved mourning in single parent family systems », *Journal of Marital and Family Therapy*, 9(3), 1983, p. 259-269.
17. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
18. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
19. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n°12-001 au catalogue).
20. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.

21. Statistique Canada, *L'observateur économique canadien, sommaire statistique* (n° 11-010-XPB au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, octobre 1996 et avril 1998.
22. W. Millar, M.P. Beaudet, J. Chen *et al.*, *Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995* (Statistique Canada, n° 82-567 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995.
23. M.P. Beaudet, J. Chen, C. Pérez *et al.*, *Aperçu de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997* (Statistique Canada, n° 82-567-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1998.
24. R. Roberge, J.-M., Berthelot et M. Wolfson, « 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), 1995, p. 29-37 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
25. P. Gauthier, « The mother-headed single-parent family », *Revue Canadienne de Psycho-Education*, 14(1), 1985, p. 19-30.
26. M.M. Weissman, P.J. Leaf et M.L. Bruce, « Single parent women: A community study », *Social Psychiatry*, 22(1), 1987, p. 29-36.
27. A.J. Norton et P.C. Glick, « One parent families: A social and economic profile », *Family Relations: Journal of Applied Family and Child Studies*, 35(1), 1986, p. 9-16.
28. M.M. Sanik et T. Mauldin, « Single versus two parent families: A comparison of mothers' time », *Family Relations: Journal of Applied Family and Child Studies*, 35(1), 1986, p. 53-56.
29. N. Wells Gladow et M.P. Ray, « The impact of informal support systems on the well being of low income single parents », *Family Relations: Journal of Applied Family and Child Studies*, 35(1), 1986, p. 113-123.
30. M.A. Pett et B. Vaughan-Cole, « The impact of income issues and social status on post-divorce adjustment of custodial parents », *Family Relations: Journal of Applied Family and Child Studies*, 35(1), 1986, p. 103-111.
31. Statistique Canada, *Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1996* (Statistique Canada, n°13-207-XPB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1997.
32. M. Drolet et R. Morissette, *The Upward Mobility of Low Paid Canadians: 1993-1995*, série de documents de recherche de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (Statistique Canada, n° 75F0002MPE, n° 98-07 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
33. J.D. McLeod et R.C. Kessler, « Socioeconomic status differences in vulnerability to undesirable life events », *Journal of Health and Social Behavior*, 1990, 31 (Juin), p. 162-172.
34. Statistique Canada, Recensement de 1996 : état matrimonial, unions libres et familles, *Le Quotidien* (n° 11-001F au catalogue), le mardi 14 octobre 1997.

## Annexe

Tableau A  
Coefficients de stabilité entre les premier et deuxième cycles pour certains indicateurs de l'état de santé et de l'utilisation des services de santé

	Total	Mères de famille biparental	Mères seules		
			Total	Nouvellement	Depuis long-temps
État de santé autodéclaré	,56	,56	,55	,43	,58
Sentiment de bonheur	,44	,40	,43	,46	,52
Sentiment de détresse	,40	,31	,48	,06	,48
Nombre de visites chez le médecin	,34	,39	,23	,01	,32
Nombre de consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle	,43	,51	,34	,50	,30

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995 et de 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

Tableau B

**Coefficients de régression corrigés pour certaines caractéristiques de l'état de santé des mères, Canada, territoires non compris, 1996-1997**

	État de santé autodéclaré <sup>†</sup>			Sentiment de bonheur <sup>‡</sup>			Sentiment de détresse <sup>§</sup>		
	B	é.-t.	bêta	B	é.-t.	bêta	B	é.-t.	bêta
<b>Évaluation en 1994-1995</b>	0,42*	0,03	0,43	0,28*	0,04	0,34	0,34*	0,04	0,36
<b>Caractéristiques personnelles</b>									
Âge	-0,01	0,01	-0,04	-0,01	0,01	-0,06	0,01	0,01	0,04
<b>Caractéristiques socioéconomiques</b>									
Revenu du ménage inadéquat	-0,24	0,24	-0,04	-0,22	0,25	-0,07	0,67*	0,25	0,17
Aide sociale	-0,62*	0,23	-0,09	0,03	0,19	0,01	-0,31	0,19	-0,07
Faible niveau de scolarité	-0,32*	0,12	-0,07	-0,21*	0,08	-0,08	0,25*	0,09	0,09
Emploi à temps plein <sup>††</sup>	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Emploi à temps partiel	-0,05	0,13	-0,01	0,08	0,09	0,03	-0,19	0,09	-0,06
En chômage	0,32	0,36	0,02	0,07	0,15	0,01	0,12	0,23	0,02
Personne inactive	-0,03	0,17	-0,01	-0,01	0,11	-0,003	-0,11	0,11	-0,03
<b>Caractéristiques familiales</b>									
Mère de famille biparentale <sup>††</sup>	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Mère nouvellement seule	-0,16	1,01	-0,01	0,05	0,66	0,01	0,16	0,96	0,02
Mère seule depuis longtemps	-0,58	0,43	-0,09	-0,12	0,32	-0,03	0,28	0,28	0,07
Légalement séparée	-0,23	0,31	-0,02	-0,02	0,27	-0,005	-0,56*	0,27	-0,09
Nombre d'enfants dans le ménage	0,07	0,09	0,02	0,03	0,05	0,02	-0,03	0,06	-0,02
Enfant(s) de 5 ans ou moins dans le ménage	-0,12	0,16	-0,03	-0,13	0,11	-0,06	0,19	0,11	0,07
<b>Changements</b>									
Perte d'enfants	-0,52	0,28	-0,04	0,26	0,14	0,04	0,32	0,25	0,04
Déménagement	-0,11	0,14	-0,02	-0,13	0,09	-0,04	-0,04	0,10	-0,01
Nouvel employeur	0,24	0,15	0,04	-0,06	0,09	-0,02	0,09	0,10	0,02
Variation moyenne du soutien émotionnel	0,04	0,08	0,01	0,04	0,06	0,03	-0,03	0,08	-0,02
<b>Indicateurs de la santé</b>									
Problèmes de santé chroniques	-0,39*	0,11	-0,08	-0,13*	0,06	-0,06	0,23*	0,07	0,08
Journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines	-0,67*	0,19	-0,10	-0,21*	0,12	-0,06	0,42*	0,12	0,11
Limitations de l'activité	-1,14*	0,18	-0,17	-0,24*	0,14	-0,07	0,28*	0,13	0,07
<b>Certaines interactions</b>									
Mère nouvellement seule et nombre d'enfants	-0,59	0,44	-0,10	-0,14	0,37	-0,04	-0,40	0,60	-0,11
Mère seule depuis longtemps et nombre d'enfants	0,08	0,21	0,02	-0,05	0,19	-0,03	0,02	0,18	0,01
Mère nouvellement seule et enfant(s) de moins de 5 ans dans le ménage	1,04	0,61	0,06	0,01	0,44	0,001	-0,34	0,67	-0,03
Mère seule depuis longtemps et enfant(s) de moins de 5 ans dans le ménage	-0,18	0,33	-0,02	0,30	0,33	0,05	0,16	0,39	0,02
Mère nouvellement seule et revenu du ménage inadéquat	0,66	0,63	0,04	0,22	0,44	0,02	0,31	0,68	0,03
Mère seule depuis longtemps et revenu du ménage inadéquat	0,97*	0,37	0,11	-0,43	0,31	-0,09	0,22	0,34	0,04
Mère nouvellement seule et variation du soutien émotionnel	-0,06	0,67	-0,003	0,09	0,50	0,01	0,33	0,46	0,03
Mère seule depuis longtemps et variation du soutien émotionnel	0,33	0,20	0,05	0,004	0,17	0,001	0,15	0,19	0,04
Mère nouvellement seule et séparation légale	0,92	0,66	0,06	-0,03	0,47	-0,003	1,67*	0,66	0,18
<b>Coordonnée à l'origine</b>	5,39			7,55			-0,01		

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995 et de 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

**Nota :** Les écarts-types sont calculés par la méthode bootstrap, qui tient pleinement compte des effets du plan de sondage. Les mères pour lesquelles une valeur manquait pour une ou plusieurs variables ont été exclues de l'analyse (suppression en ce qui concerne la liste). Des variables « données non disponibles » ont été incluses dans le modèle pour la situation d'activité, le revenu et l'aide sociale, mais leur contribution est inconnue. Sauf indication contraire, la catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « revenu inadéquat » est un revenu adéquat.

†R<sup>2</sup> = ,43; corrigé R<sup>2</sup> = ,42; F = 39,7 df = 32, 1702; p = ,0001

‡R<sup>2</sup> = ,22; corrigé R<sup>2</sup> = ,21; F = 15,0 df = 32, 1702; p = ,0001

§R<sup>2</sup> = ,30; corrigé R<sup>2</sup> = ,29; F = 22,6 df = 32, 1695; p = ,0001

†† Catégorie de référence

\* p ≤ 0,05

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau C

**Coefficients de régression corrigés pour certaines caractéristiques concernant le nombre de consultations des professionnels de la santé par les mères, Canada, territoires non compris, 1996-1997**

	Visites chez le médecin <sup>†</sup>			Consultations concernant la santé mentale ou émotionnelle <sup>‡</sup>		
	B	é.-t.	bêta	B	é.-t.	bêta
<b>Évaluation en 1994-1995</b>	0,25*	0,09	0,27	0,36*	0,13	0,42
<b>Caractéristiques personnelles</b>						
Âge	-0,002	0,04	-0,002	0,03	0,02	0,05
<b>Caractéristiques socioéconomiques</b>						
Revenu du ménage inadéquat	1,10	1,13	0,05	0,41	0,58	0,03
Aide sociale	0,21	1,06	0,01	-0,55	0,51	-0,04
Faible niveau de scolarité	0,43	0,48	0,03	0,24	0,25	0,02
Emploi à temps plein <sup>§</sup>	...	...	...	...	...	...
Emploi à temps partiel	-0,42	0,44	-0,02	-0,25	0,25	-0,02
En chômage	-0,75	1,36	-0,02	-1,36	0,97	-0,05
Personne inactive	0,46	0,92	0,02	-0,04	0,39	-0,004
<b>Caractéristiques familiales</b>						
Mère de famille biparentale <sup>§</sup>	...	...	...	...	...	...
Mère nouvellement seule	-0,68	3,66	-0,02	5,20	3,50	0,23
Mère seule depuis longtemps	0,11	1,34	0,005	1,77	1,37	0,14
Légalement séparée	-0,09	1,08	-0,003	0,65	0,82	0,03
Nombre d'enfants dans le ménage	-0,27	0,41	-0,03	-0,09	1,58	-0,01
Enfant(s) de 5 ans ou moins dans le ménage	1,24	0,71	0,08	0,46	0,36	0,05
<b>Changements</b>						
Perte d'enfants	0,38	0,75	0,01	0,65	0,66	0,03
Déménagement	0,75	0,60	0,04	0,30	0,33	0,03
Nouvel employeur	0,28	0,51	0,01	-0,04	0,30	-0,004
Variation moyenne du soutien émotionnel	-0,56	0,43	-0,05	0,04	0,16	0,01
<b>Indicateurs de la santé</b>						
Problèmes de santé chroniques	1,09*	0,35	0,07	0,14	0,20	0,02
Journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines	1,64*	0,77	0,08	0,08	0,35	0,01
Limitations de l'activité	3,24*	0,88	0,15	1,26*	0,48	0,10
<b>Certaines interactions</b>						
Mère nouvellement seule et nombre d'enfants	0,35	1,88	0,02	-2,97	1,76	-0,25
Mère seule depuis longtemps et nombre d'enfants	-0,28	0,73	-0,02	-1,36	0,82	-0,20
Mère nouvellement seule et enfant(s) de moins de 5 ans dans le ménage	1,83	3,57	0,03	-1,05	2,29	-0,03
Mère seule depuis longtemps et enfant(s) de moins de 5 ans dans le ménage	1,45	1,49	0,04	-0,43	1,00	-0,02
Mère nouvellement seule et revenu du ménage inadéquat	-2,35	3,65	-0,04	1,73	2,16	0,05
Mère seule depuis longtemps et revenu du ménage inadéquat	-2,81	1,71	-0,09	1,42	1,13	0,08
Mère nouvellement seule et variation du soutien émotionnel	0,55	2,72	0,01	0,38	2,77	0,01
Mère seule depuis longtemps et variation du soutien émotionnel	-0,19	0,68	-0,01	0,37	1,12	0,03
Mère nouvellement seule et séparation légale	1,70	3,25	0,03	1,39	2,42	0,05
<b>Coordonnée à l'origine</b>	1,61			-1,17		

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, cycles de 1994-1995 et de 1996-1997, échantillon longitudinal, Fichier santé

**Nota :** Les écarts-types sont calculés par la méthode bootstrap, qui tient pleinement compte des effets du plan de sondage. Les mères pour lesquelles une valeur manquait pour une ou plusieurs variables ont été exclues de l'analyse (suppression en ce qui concerne la liste). Des variables « données non disponibles » ont été incluses dans le modèle pour la situation d'activité, le revenu et l'aide sociale, mais leur contribution est inconnue. Sauf indication contraire, la catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « revenu inadéquat » et un revenu adéquat.

<sup>†</sup>  $R^2 = ,21$ ; corrigé  $R^2 = ,19$ ;  $F = 14,0$   $df = 32, 1697$ ;  $p = ,0001$

<sup>‡</sup>  $R^2 = ,23$ ; corrigé  $R^2 = ,22$ ;  $F = 15,9$   $df = 32, 1700$ ;  $p = ,0001$

<sup>§</sup> Catégorie de référence

\*  $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer