

# La santé et l'emploi

*Sharanjit Uppal*

Les coûts liés à la maladie sont considérables. En 1998, la dernière année pour laquelle des chiffres sont disponibles, le fardeau économique de la maladie s'établissait à 159,4 milliards de dollars, soit 83,9 milliards de dollars de coûts directs (soins hospitaliers, médicaments, soins médicaux, soins dans d'autres établissements et dépenses additionnelles directes en santé) et 75,5 milliards de dollars en coûts indirects liés à la mortalité et à l'invalidité à court et à long terme (Santé Canada, 2002)<sup>1</sup>.

La présente étude examine le rapport entre l'état de santé et les résultats sur le marché du travail des hommes et des femmes en âge de travailler (de 15 à 64 ans). Si les problèmes de santé entraînent une baisse de la productivité, de l'activité sur le marché du travail ou de l'offre de main-d'œuvre (heures travaillées), ils imposent donc des coûts à l'économie du point de vue de la perte de production<sup>2</sup>. C'est donc dire qu'une meilleure compréhension du rapport entre la santé et l'activité sur le marché du travail permet de produire de meilleures estimations des coûts des limitations découlant de l'état de santé. En outre, compte tenu du vieillissement de la population — en 2008, 28 % de la population avait entre 45 et 64 ans, comparativement à 19 % en 1991 — et des problèmes de santé et de l'incapacité liés au vieillissement, le rapport entre la santé et le comportement sur le marché du travail devient un enjeu plus pressant. Parmi les autres répercussions d'un mauvais état de santé figurent les coûts en congés de maladie pour les employeurs<sup>3</sup>, les prestations de maladie de l'assurance-emploi, la dépendance accrue à l'égard des prestations d'invalidité du Régime de pensions du Canada et les coûts pour les employeurs liés aux dispositions prises pour permettre aux personnes ayant des limitations de travailler.

---

*Sharanjit Uppal est au service de la Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail. On peut le joindre au 613-951-3887 ou à [perspective@statcan.gc.ca](mailto:perspective@statcan.gc.ca).*

Les études antérieures ont porté principalement sur la santé physique, même si l'on s'attend à ce qu'un Canadien sur cinq souffre d'une maladie mentale au cours de sa vie, la plupart des ces problèmes commençant pendant l'adolescence ou au début de l'âge adulte (Santé Canada, 2006). Par ailleurs, la plupart des ouvrages publiés portent sur la population des États-Unis et sont axés principalement sur les hommes plus âgés en âge de travailler, en raison de l'augmentation de l'incidence de la retraite anticipée. Les quelques études canadiennes sont axées principalement sur l'incapacité<sup>4</sup>.

Le présent document repose sur l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002 et permet d'étudier le rapport entre l'état de santé et le comportement sur le marché du travail (voir *Source des données et définitions*). Comme l'ESCC est une enquête sur la santé, elle définit de façon rigoureuse les problèmes de santé. En outre, le cycle 1.2 est fortement axé sur la santé mentale, qui est plus ou moins laissée de côté dans les autres enquêtes et qui n'est pas abordée de façon aussi approfondie dans les autres cycles de l'ESCC. On rend compte à la fois de l'emploi et des heures travaillées. Diverses définitions des états de santé et techniques d'estimation sont utilisées pour vérifier la robustesse des résultats. Le document utilise aussi des modèles, en vue d'évaluer la possibilité d'un lien de causalité bidirectionnel entre la santé et l'emploi.

## Aperçu

Le cycle 1.2 de l'ESCC a comme avantage qu'il est fortement axé sur la santé mentale, une question qui a été laissée de côté dans une large mesure jusqu'à récemment. Environ 10 % des hommes et 12 % des femmes ont déclaré un état de santé physique passable ou mauvais (tableau 1). En outre, 6 % des hommes et 7 % des femmes ont qualifié leur santé mentale de passable ou mauvaise. Presque la moitié de la population (46 % des hommes et 54 % des femmes) avait au moins un problème de santé physique chronique. En

### Source des données et définitions

**L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)** recueille des données sur l'état de santé, l'utilisation des soins de santé et les déterminants de la santé de la population canadienne. Les données pour 2002 (Santé mentale et bien-être, cycle 1.2) concernant les dix provinces ont été recueillies entre mai et décembre 2002. L'enquête portait sur la population civile de 15 ans et plus vivant dans des logements privés. Ont été exclus de la base d'échantillonnage les réserves et les terres de la Couronne, les établissements de soins de santé et certaines régions éloignées<sup>5</sup>.

L'échantillon s'est limité à la population en âge de travailler, soit celle de 15 à 64 ans. Les personnes étaient considérées comme occupées si elles avaient travaillé à un emploi ou à une entreprise au cours de la semaine précédente ou si elles avaient un emploi ou une entreprise dont elles s'étaient absentées. Cela comprenait les emplois à temps partiel, le travail saisonnier, le travail à forfait, le travail autonome, la garde d'enfants et tout autre travail rémunéré, peu importe le nombre d'heures travaillées. Les heures travaillées ont été définies comme le nombre annuel d'heures de travail et ont été calculées en multipliant le nombre habituel d'heures de travail hebdomadaires par le nombre de semaines de travail au cours des 12 mois précédents.

On a utilisé quatre mesures de l'état de santé : santé physique et mentale autodéclarée, présence d'un problème de santé chronique ou d'un problème de santé mentale (le problème de santé devait durer depuis longtemps et avoir été diagnostiqué par un professionnel de la santé), nombre de problèmes chroniques de santé physique et de problèmes de santé mentale, et changement autodéclaré d'état de santé au cours de la dernière année.

Certaines limites s'appliquent. Tout d'abord, l'ensemble de données est transversal et ne tient par conséquent pas compte de l'hétérogénéité non observée. En deuxième lieu, on ne dispose pas de données sur la gravité du problème de santé. Toutefois, l'une des mesures de l'état de santé utilisées est le nombre de problèmes de santé, qui pourrait constituer une approximation de la gravité. En troisième lieu, les gains horaires n'étaient pas disponibles. Ils sont couramment utilisés comme mesure de contrôle dans la régression des heures travaillées. Toutefois, les modèles comprennent des données sur l'âge, la scolarité, la profession et les caractéristiques de l'emploi, qui sont tous des déterminants des gains. En quatrième lieu, le nombre annuel d'heures travaillées est fondé sur le nombre habituel d'heures et de semaines de travail. Toutefois, il s'agit habituellement de la meilleure approximation disponible.

outre, 15 % des hommes et 18 % des femmes ont déclaré au moins un problème de santé mentale. Les problèmes de santé physique les plus répandus chez les hommes étaient les maux de dos (20 %), suivis par l'hypertension artérielle (11 %), l'arthrite/le rhumatisme (10 %) et l'asthme (7 %). Chez les femmes, les problèmes de dos étaient aussi les plus répandus (20 %),

**Tableau 1 Caractéristiques de la santé de la population en âge de travailler, de 15 à 64 ans<sup>1</sup>**

	Hommes	Femmes
	nombre	
<b>Observations</b>	13 126	14 590
	%	
Personnes occupées	80,5	69,4
<b>Santé physique autodéclarée</b>		
Bonne/très bonne/excellente	89,9	88,0
Passable/mauvaise	10,1	12,0
<b>Santé mentale autodéclarée</b>		
Bonne/très bonne/excellente	94,3	92,7
Passable/mauvaise	5,8	7,3
<b>Problèmes chroniques de santé physique</b>		
Aucun	54,3	46,2
Un	26,5	26,8
Trois ou plus	7,4	13,4
<b>Problèmes de santé mentale</b>		
Aucun	84,8	82,4
Un	9,7	9,6
Deux	3,2	4,9
Trois ou plus	2,3	3,1
<b>Changement de l'état de santé</b>		
Comparativement à l'année précédente, l'état de santé actuel est:		
Beaucoup mieux /un peu mieux/ à peu près le même	90,2	89,4
Moins bon/beaucoup moins bon	9,8	10,6

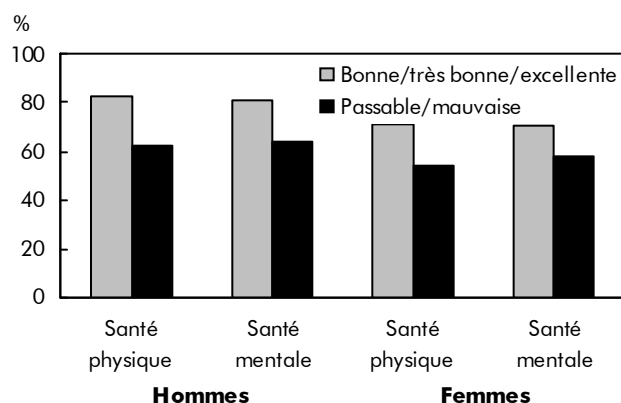
1. Pourcentages pondérés.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

suivis par les migraines (17 %), l'arthrite/le rhumatisme (15 %) et l'asthme (10 %). Les problèmes de santé mentale les plus répandus chez les hommes étaient la dépendance à une substance (5 %), les troubles anxieux et la dépression majeure (tous les deux 4 %) et les troubles d'apprentissage (3 %)<sup>6</sup>. Dans le cas des femmes, il s'agissait des troubles anxieux et de dépression majeure (tous les deux 6 %), des phobies sociales (4 %) et des troubles de l'alimentation (3 %). On a aussi demandé aux répondants de parler des changements touchant leur état de santé au fil du temps. Comparativement à l'année précédente, 10 % des hommes et 11 % des femmes ont indiqué que leur santé était moins bonne ou beaucoup moins bonne.

Les problèmes de santé sont de toute évidence liés à de mauvais résultats au chapitre de l'emploi (graphique A). Alors que 83 % des hommes et 72 % des

**Graphique A Emploi et santé autodéclarée**



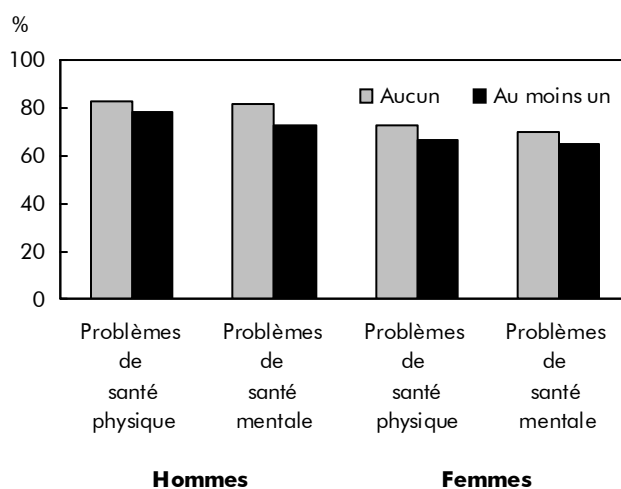
Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

femmes dont l'état de santé physique était bon ou excellent étaient occupés, seulement 62 % et 54 % de ceux dont l'état de santé était passable ou mauvais avaient un emploi. Pour ce qui est de la santé mentale,

82 % des hommes et 70 % des femmes dont la santé mentale était bonne ou excellente étaient occupés, comparativement à 64 % et 59 % de ceux dont la santé mentale était passable ou mauvaise. La différence dans les taux d'emploi était plus grande pour les hommes que pour les femmes (21 points de pourcentage comparativement à 18 pour la santé physique, et 18 points de pourcentage comparativement à 11 pour la santé mentale).

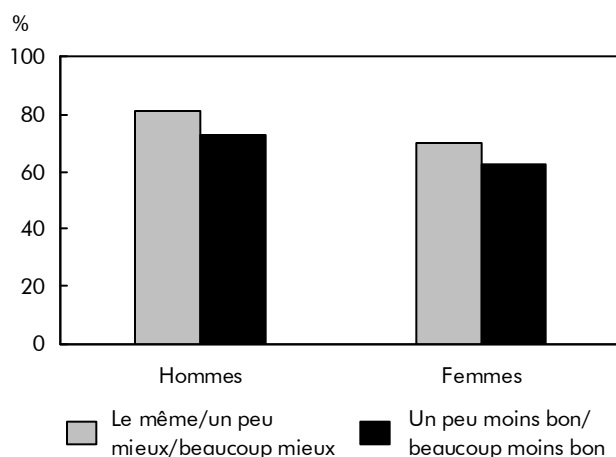
La conclusion générale selon laquelle les personnes ayant une santé physique ou mentale relativement mauvaise sont moins susceptibles d'être occupées ne change pas selon la définition de l'état de santé. La différence dans les taux d'emploi parmi les personnes ne déclarant pas de problèmes de santé et celles déclarant au moins un problème de santé était semblable pour les hommes et les femmes dans le cas des problèmes de santé physique (4,2 points comparativement à 5,6 points) et représentait presque le double pour les hommes ayant des problèmes de santé mentale (9,7 points comparativement à 4,9) (graphique B). La différence correspondante dans le cas du changement autodéclaré d'état de santé était assez similaire (8,1 points pour les hommes et 7,7 points pour les femmes) (graphique C).

**Graphique B Emploi et présence de problèmes de santé**



Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

**Graphique C Emploi et changements de l'état de santé<sup>1</sup>**



1. Changement de l'état de santé autodéclaré comparativement à l'année précédente.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

La mauvaise santé semble aussi être liée aux heures travaillées (tableau 2). Les personnes déclarant un état de santé physique bon ou excellent travaillaient un plus grand nombre d'heures que celles déclarant un état de santé passable ou mauvais. La différence était deux fois plus grande pour les femmes (environ 3 semaines comparativement à 1,5 pour les hommes). Dans le cas de la santé mentale, la différence correspondante était presque trois fois plus grande (environ 4 semaines comparativement à 1,5). De même, les personnes ne déclarant pas de problèmes de santé mentale étaient susceptibles d'avoir de plus longues heures que celles déclarant au moins un problème, la différence étant légèrement plus forte pour les femmes. Le contraire était vrai pour les problèmes de santé physique. Ceux qui déclaraient au moins un problème de santé physique chronique travaillaient environ deux semaines de plus que ceux ne déclarant pas de problème. Enfin, le changement d'état de santé par rapport à l'année précédente n'entraînait à peu près pas de différence quant

au nombre d'heures travaillées pour les hommes déclarant un état de santé moins bon comparativement aux autres. Les femmes dont la santé s'était améliorée ou était demeurée la même travaillaient environ deux semaines de plus que celles dont la santé s'était détériorée.

### Résultats empiriques

On a utilisé des régressions logistiques pour calculer la probabilité d'avoir un emploi (tableau 3)<sup>7</sup>. Les quatre ensembles de résultats ont trait à quatre définitions différentes de l'état de santé. Dans le cas de ceux ayant une santé physique passable ou mauvaise, la probabilité d'être occupé était plus faible que chez ceux déclarant une bonne ou une excellente santé, soit 0,63 pour

**Tableau 2 Heures annuelles travaillées selon l'état de santé, personnes âgées de 15 à 64 ans**

	Hommes	Femmes
heures		
<b>Santé physique autodéclarée</b>		
Bonne/très bonne/excellente	2 179	1 719
Passable/mauvaise	2 125	1 611
<b>Santé mentale autodéclarée</b>		
Bonne/très bonne/excellente	2 177	1 719
Passable/mauvaise	2 122	1 567
<b>Problèmes chroniques de santé physique</b>		
Aucun	2 144	1 666
Au moins un	2 214	1 749
<b>Problèmes de santé mentale</b>		
Aucun	2 190	1 733
Au moins un	2 075	1 590
<b>Changement de l'état de santé</b>		
Comparativement à l'année précédente, l'état de santé actuel est:		
Beaucoup mieux /un peu mieux/ à peu près le même	2 174	1 718
Moins bon/beaucoup moins bon	2 180	1 627

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

**Tableau 3 Modèle des résultats pour la santé et l'emploi<sup>1</sup>**

	Hommes	Femmes
rapport de cotes		
<b>Santé physique autodéclarée</b>		
Bonne/très bonne/excellente	1,00	1,00
Passable/mauvaise	0,37*	0,56*
<b>Santé mentale autodéclarée</b>		
Bonne/très bonne/excellente	1,00	1,00
Passable/mauvaise	0,47*	0,69*
<b>Mesure de la santé de rechange 1</b>		
Aucun problème chronique de santé physique	1,00	1,00
Au moins un problème chronique de santé physique	0,67*	0,81*
Aucun problème de santé mentale	1,00	1,00
Au moins un problème de santé mentale	0,58*	0,73*
<b>Mesure de la santé de rechange 2</b>		
coefficient		
Nombre de problèmes chroniques de santé physique	-0,36*	-0,17*
Nombres de problèmes de santé mentale	-0,21*	-0,16*
<b>Mesure de la santé de rechange 3</b>		
rapport de cotes		
Comparativement à l'année précédente, l'état de santé actuel est:		
Beaucoup mieux /un peu mieux/ à peu près le même	1,00	1,00
Moins bon/beaucoup moins bon	0,61*	0,70*

\* significatif au niveau de 1 %

1. Variable dépendante = 1 si occupé, 0 autrement.

Note : Modèles après prise en compte des caractéristiques des personnes et des ménages de même que des régions géographiques.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

les hommes et 0,44 pour les femmes<sup>8</sup>. Dans le cas de la santé mentale, les chiffres correspondants étaient de 0,53 et 0,31. La première mesure de la santé de rechange, soit la présence d'un problème de santé, n'a pas modifié la conclusion qualitative. La présence d'au moins un problème de santé physique réduisait la probabilité d'être occupée de 0,33 pour les hommes et de 0,19 pour les femmes; dans le cas des problèmes de santé mentale, les baisses étaient de 0,42 et 0,27<sup>9</sup>. Non seulement la présence d'un problème de santé, mais aussi le nombre de problèmes, ont des répercussions sur la probabilité d'être occupé. Chaque problème de santé physique additionnel diminuait le logarithme de la probabilité d'emploi de 0,36 pour les hommes et de 0,17 pour les femmes; et chaque problème de santé mentale additionnel, de 0,21 et de 0,16. Le changement d'état de santé par rapport à l'année précédente est une variable importante, étant donné qu'elle permet d'éviter le problème de lien de causalité bidirectionnel entre l'état de santé actuel et la situation d'emploi actuelle, cette dernière n'étant pas susceptible d'avoir des répercussions sur le changement d'état de santé par rapport à l'année précédente. La probabilité d'être occupé pour les hommes dont l'état de santé actuel était moins bon ou beaucoup moins bon qu'il y a un an était de 0,39 plus faible par rapport aux hommes dont l'état de santé était le même ou meilleur. Le chiffre comparable pour les femmes était de 0,30.

Peu importe la façon dont l'état de santé fut mesuré, une santé relativement mauvaise avait un effet négatif sur la probabilité d'être occupé. L'étape suivante a consisté à examiner le rapport entre la santé et les heures travaillées pour les personnes occupées (tableau 4). Les résultats étaient statistiquement significatifs uniquement pour les femmes et uniquement pour la santé mentale. Il a été estimé que les femmes déclarant un état de santé mental passable ou mauvais travaillaient 136 heures (environ 3,5 semaines) de moins chaque année que les femmes ayant une bonne ou une excellente santé. Celles qui avaient au moins un problème de santé mentale étaient susceptibles de travailler 102 heures (2,7 semaines) de moins que celles n'ayant pas de problème. Au fur et à mesure que le nombre de problèmes augmentait, le nombre d'heures diminuait. Chaque problème de santé mentale additionnel entraînait une réduction de 38 heures (une semaine) par année. Enfin, les femmes dont l'état de santé actuel était moins bon ou beaucoup moins bon qu'il y a un an étaient susceptibles de travailler 59 heures de moins (1,5 semaine) que celles dont l'état de santé était le même ou meilleur<sup>10</sup>.

**Tableau 4 Modèle des résultats pour la santé et les heures travaillées annuelles**

	Hommes	Femmes
	coefficient	
<b>Santé physique autodéclarée</b>		
Passable/mauvaise	-65,6	-22,5
<b>Santé mentale autodéclarée</b>		
Passable/mauvaise	-72,9	-135,8*
<b>Mesure de la santé de rechange 1</b>		
Au moins un problème chronique de santé physique	-28,4	11,2
Au moins un problème de santé mentale	-7,5	-101,8*
<b>Mesure de la santé de rechange 2</b>		
Nombre de problèmes chroniques de santé physique	-8,4	-10,6
Nombre de problèmes de santé mentale	-3,5	-37,9*
<b>Mesure de la santé de rechange 3</b>		
Comparativement à l'année précédente, l'état de santé actuel est:		
Moins bon/beaucoup moins bon	31,9	-58,5*

\* significatif au niveau de 5 % ou mieux

Note : Modèles après prise en compte des caractéristiques des personnes et des ménages, du type de profession, des caractéristiques de l'emploi et des régions géographiques.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

Les résultats fondés sur les heures travaillées ne peuvent être généralisés pour l'ensemble de la population, l'exclusion des personnes sans emploi entraînant un problème de sélection d'échantillons (Heckman, 1976 et 1979). Pour surmonter ce problème, un modèle de maximum de vraisemblance d'Heckman a été estimé. À la première étape, un modèle probit de l'activité incluant les personnes qui travaillent et celles qui ne travaillent pas a été estimé. Puis, on a calculé l'inverse du rapport de Mills et on l'a inclus à la deuxième étape (heures travaillées), qui s'est limitée aux personnes occupées, afin de corriger le biais lié à la sélection de l'échantillon (tableau 5). Les résultats étaient très similaires quantitativement et la conclusion qualitative est demeurée la même – les problèmes de santé mentale sont liés à une baisse des heures travaillées par les femmes.

Comme il est mentionné, le lien de causalité entre les problèmes de santé et l'offre de main-d'œuvre mesurée au cours de la même période est susceptible d'être bidirectionnel. Un mauvais état de santé peut être lié à

**Tableau 5 Prise en compte de la sélection pour la santé et les heures travaillées annuelles**

	Hommes	Femmes
	coefficient	
<b>Santé physique autodéclarée</b>		
Passable/mauvaise	-48,5	-23,7
<b>Santé mentale autodéclarée</b>		
Passable/mauvaise	-60,6	-136,5*
<b>Mesure de la santé de rechange 1</b>		
Au moins un problème chronique de santé physique	-23,9	10,4
Au moins un problème de santé mentale	-0,6	-103,1*
<b>Mesure de la santé de rechange 2</b>		
Nombre de problèmes chroniques de santé physique	-5,1	-10,8
Nombres de problèmes de santé mentale	-1,1	-38,1*
<b>Mesure de la santé de rechange 3</b>		
Comparativement à l'année précédente, l'état de santé actuel est:		
Moins bon/beaucoup moins bon	39,7	-58,2*

\* significatif au niveau de 5 % ou mieux

Note : Modèles après prise en compte des caractéristiques des personnes et des ménages, du type de profession, des caractéristiques de l'emploi et des régions géographiques.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

de mauvais résultats sur le marché du travail. Toutefois, en même temps, de mauvais résultats sur le marché du travail peuvent entraîner un mauvais état de santé (particulièrement mental). Par exemple, le fait d'être en chômage peut entraîner la dépression. En l'absence d'un ensemble de données longitudinales, cela a été partiellement évité grâce à l'utilisation du changement d'état de santé par rapport à l'année précédente. Parmi les autres façons de résoudre le problème de lien de causalité (et de biais de sélection) dans un ensemble de données transversales figure l'utilisation de méthodes d'appariement par scores de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983 et 1985; Heckman et coll., 1997 et 1998; Dehejia et Wabha, 1999 et 2002; Smith et Todd, 2005). Essentiellement, il s'agit d'utiliser une technique d'appariement statistique pour limiter la randomisation dans le groupe de contrôle et le groupe

### Méthodes d'appariement par scores de propension

L'algorithme proposé par Dehejia et Wabha (2002) pour estimer les scores de propension a servi à la présente étude. Une autre étude (Uppal et Sarma, 2007) a utilisé la même méthodologie, énoncée ci-après, pour étudier les répercussions des incapacités et des maladies chroniques sur l'emploi des hommes et des femmes plus âgés.

- Utiliser un modèle probit pour estimer le score de propension.
- Classer toutes les observations selon le score de propension estimé en ordre ascendant.
- Imposer la restriction de support commun (c'est-à-dire laisser de côté les observations qui se situent à l'extérieur de l'intersection des supports du score de propension du groupe traité et du groupe de contrôle).
- Fractionner l'échantillon en cinq blocs d'intervalles de scores égaux et vérifier si les scores de propension moyens du groupe traité et du groupe de contrôle sont les mêmes dans chaque bloc.
- Fractionner l'intervalle en moitiés et vérifier encore une fois si le test échoue dans au moins un intervalle. Poursuivre cette étape jusqu'à ce que les scores de propension moyens du groupe traité et du groupe de contrôle ne diffèrent pas.
- Vérifier que les moyennes de chaque covariable ne diffèrent pas entre le groupe traité et le groupe de contrôle dans chaque bloc. Il s'agit d'une exigence nécessaire pour l'hypothèse d'équilibrage (c'est-à-dire que les observations comportant le même score de propension comportent la même distribution, peu importe le traitement).
- Utiliser une spécification moins parcimonieuse si les moyennes d'une ou de plusieurs caractéristiques observables diffèrent.

On a utilisé le programme STATA élaboré par Becker et Ichino (2002) pour estimer le score de propension et calculer l'effet de traitement moyen sur les groupes étudiés. Suivant l'algorithme, un modèle probit a été estimé pour prédire la probabilité d'avoir un problème de santé physique ou mentale et vérifier l'hypothèse d'équilibrage. Dans tous les cas, les moyennes des covariables étaient égales au niveau de signification de 5 %. Afin de calculer l'effet de traitement moyen sur les groupes étudiés, il a été nécessaire d'apparier le groupe traité et le groupe de contrôle sur la base des scores de propension. En pratique, il est presque impossible d'apparier les scores avec précision. Toutefois, diverses méthodes d'appariement sont utilisées dans les ouvrages publiés. Dans la présente étude, on a utilisé les méthodes de stratification et du plus proche voisin. Les résultats présentés dans cette étude découlent de la méthode du plus proche voisin, étant donné qu'ils étaient très similaires à ceux découlant de la stratification.

étudié des études expérimentales. Le groupe de contrôle était constitué des personnes n'ayant pas de problèmes de santé, et le groupe étudié, de celles ayant des problèmes de santé. Si toutes les observations du groupe de contrôle et du groupe étudié étaient similaires pour toutes les caractéristiques observables, le fait d'avoir un problème de santé pourrait expliquer avec précision les résultats sur le marché du travail (voir *Méthodes d'appariement par scores de propension* pour plus de détails)<sup>11</sup>. L'état de santé autodéclaré et la présence d'un problème de santé chronique avaient tous les deux un effet négatif sur l'emploi (tableau 6)<sup>12</sup>. La probabilité que les hommes dont l'état de santé physique était passable ou mauvais soient occupés diminuait de 24 points. La réduction pour les femmes était de 19 points. Les chiffres correspondants pour les hommes et les femmes dont l'état de santé mentale était passable ou mauvais étaient de 21 points et de 14 points respectivement. L'effet sur les heures travaillées était encore une fois non concluant pour les hommes (tableau 7). Alors que l'état de santé physique et mentale autodéclaré semblait avoir des répercussions sur les heures travaillées, les résultats pour ce qui est de la présence d'un problème de santé chronique n'étaient pas statistiquement significatifs. Dans le cas des femmes, comme précédemment, la santé mentale semblait avoir un effet négatif sur les heures travaillées.

**Tableau 6 Méthodes d'appariement par scores de propension pour la santé et l'emploi**

	Hommes	Femmes
	point de pourcentage	
<b>Santé physique autodéclarée</b>		
Passable/mauvaise	-0,24*	-0,19*
<b>Santé mentale autodéclarée</b>		
Passable/mauvaise	-0,21*	-0,14*
<b>Mesure de la santé de rechange 1</b>		
Au moins un problème chronique de santé physique	-0,08*	-0,05*
Au moins un problème de santé mentale	-0,11*	-0,08*

\* significatif au niveau de 1 %

Note : Les variables de contrôle avec lesquelles les appariements par scores sont calculés sont l'âge, la scolarité, la présence ou l'âge des enfants et l'état d'étudiant. La méthode d'appariement utilisée est celle du plus proche voisin.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

**Tableau 7 Méthodes d'appariement par scores de propension pour la santé et les heures travaillées**

	Hommes	Femmes
	point de pourcentage	
<b>Santé physique autodéclarée</b>		
Passable/mauvaise	-91,4*	-82,8*
<b>Santé mentale autodéclarée</b>		
Passable/mauvaise	-194,4*	-93,5*
<b>Mesure de la santé de rechange 1</b>		
Au moins un problème chronique de santé physique	-14,7	-13,4
Au moins un problème de santé mentale	-46,8	-87,9*

\* significatif au niveau de 10 % ou mieux

Note : Les variables de contrôle avec lesquelles les appariements par scores sont calculés sont l'âge, la scolarité, la présence ou l'âge des enfants, l'état d'étudiant, le type de profession et les caractéristiques de l'emploi. La méthode d'appariement utilisée est celle du plus proche voisin.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002.

On peut tirer les conclusions suivantes. Les problèmes de santé mentale et physique ont des répercussions négatives sur la probabilité d'être occupé. Cet effet semble être plus marqué pour les hommes que pour les femmes. En outre, les problèmes de santé mentale étaient liés à une diminution des heures travaillées par les femmes, tandis que les résultats n'étaient pas concluants pour les hommes.

## Conclusion

La maladie impose des coûts significatifs à la société canadienne. En 1998, le fardeau économique de la maladie s'établissait à 159,4 milliards de dollars. Ce chiffre est probablement beaucoup plus élevé aujourd'hui, compte tenu du vieillissement de la population et de la probabilité accrue que les cohortes plus âgées souffrent de maladies. Les problèmes de santé ont des répercussions sur l'économie de diverses façons, comme la réduction de la productivité, la réduction de l'activité, l'augmentation des prestations de maladie et d'assurance-emploi et les coûts liés aux appareils d'aide fonctionnelle et aux modifications structurelles.

Parmi les répercussions prévues d'un mauvais état de santé figurent celles sur l'emploi. Dans la présente étude, on a utilisé l'ESCC de 2002, qui est fortement axée sur les problèmes de santé mentale pour examiner le rapport entre le mauvais état de santé et les résultats sur le marché du travail. Environ 46 % des hommes et 54 % des femmes de la population en âge de travailler (de 15 à 64 ans) avaient un problème de santé chronique. Par ailleurs, 15 % des hommes et 18 % des femmes avaient un problème de santé mentale. Ces problèmes de santé peuvent avoir des répercussions à la fois sur les activités à la maison et au travail. Même si certains des ouvrages publiés explorent le rapport entre la santé ou les incapacités physiques et les résultats sur le marché du travail, le rapport avec la santé mentale est laissé de côté dans une large mesure. La présente étude a utilisé une source fortement axée sur la santé mentale pour étudier le rapport entre les problèmes de santé mentale et physique et l'emploi et les heures travaillées. Diverses mesures de l'état de santé et différentes techniques d'estimation ont été utilisées pour vérifier la robustesse des résultats. Des modèles distincts ont été estimés à partir de l'état de santé physique et mentale autodéclaré, de la présence d'un problème de santé physique chronique ou de santé mentale, du nombre de problèmes de santé physique chroniques ou de santé mentale et du changement autodéclaré d'état de santé par rapport à l'année précédente. L'étude a démontré qu'une santé mentale et physique relativement mauvaise diminue la probabilité d'être occupé. Cet effet négatif semble être plus marqué pour les hommes. Les problèmes de santé mentale étaient liés à un moins grand nombre d'heures de travail chez les femmes.

### Perspective

#### Notes

1. Les chiffres pour 2000 seront disponibles sous peu.
2. Voir Tompa (2002) pour une étude de la santé et de la productivité.
3. Voir Marshall (2006) pour un examen des congés de maladie.
4. Maki, 1993; Harkness, 1993 et Campolieti, 2001 étudient les répercussions des prestations d'invalidité sur l'activité sur le marché du travail. Ces études concluent dans une large mesure que les prestations d'invalidité ont un effet négatif sur l'activité sur le marché au travail. Toutefois, Harkness, 1993 a aussi déterminé que le taux de rémunération plus faible attribuable à une incapacité a un effet dissuasif plus important sur la participation au marché du travail. Hum et Simpson, 1996 et Galarneau et Radulescu, 2009 ont déterminé que l'incapacité entraîne une réduction des heures travaillées. Campolieti, 2002; Morissette et coll., 2004 et Pyper, 2006 mettent l'accent sur les cohortes plus âgées et déterminent aussi un rapport négatif entre un mauvais état de santé et l'emploi.
5. Pour plus de renseignements sur l'enquête, voir Statistique Canada (2004a).
6. Les problèmes de santé mentale ont trait à la période de 12 mois précédant l'interview. Pour plus de renseignements, voir Statistique Canada, 2004b.
7. Certaines études sur l'offre de main-d'œuvre sont axées sur les personnes de 25 à 59 ans, le noyau de la population en âge de travailler. La présente étude a porté sur la population des 15 à 64 ans. Les personnes de 15 à 24 ans sont plus susceptibles d'avoir des problèmes de santé mentale que celles de 25 à 64 ans, et les personnes de 60 à 64 ans sont plus susceptibles d'avoir des problèmes de santé physique. L'exclusion de ces deux groupes d'âge entraînerait l'exclusion systématique des personnes plus susceptibles d'avoir des problèmes de santé mentale ou de santé physique. Ainsi, tout comme dans Hum et Simpson, 1996, on a pris en compte l'ensemble de la population en âge de travailler, en contrôlant l'état d'étudiant et l'âge, notamment. Toutefois, des analyses supplémentaires des personnes de 25 à 59 ans n'ont montré aucun changement qualitatif dans les conclusions.
8. Tous les modèles ont utilisé les variables de contrôle suivantes : âge, âge au carré, scolarité, état d'étudiant, état d'immigrant, état matrimonial, présence d'enfants et âge des enfants et indicateurs géographiques.
9. La santé mentale et la santé physique devraient être corrélées. Dans l'échantillon utilisé, le coefficient de corrélation de Pearson entre la présence de problèmes de santé mentale et de santé physique était de 0,09 pour les hommes et de 0,12 pour les femmes.
10. Outre les contrôles utilisés dans le modèle d'emploi, les régressions des heures de travail comprenaient aussi le travail autonome, la profession et la période de travail.
11. Parmi les lacunes liées à l'utilisation de l'appariement par scores de propension pour les inférences de causalité figure le fait que cette méthode est fondée sur l'hypothèse que le processus de sélection dépend de variables observées. Un biais peut se produire si la sélection est aussi touchée par certaines variables non observées.



12. Des modèles ont été estimés pour seulement deux mesures de la santé : état de santé mental et physique autodéclaré et présence d'un problème de santé physique chronique ou d'un problème de santé mentale. Le nombre de problèmes de santé physique chroniques et de problèmes de santé mentale ne peut pas être considéré comme des scores de propension et peut uniquement être calculé pour des résultats binaires. Le changement d'état de santé n'a pas été considéré comme une inférence causale et ne posait pas de problème dans ce cas.

### ■ Documents consultés

BECKER, Sascha O., et Andrea ICHINO. 2002. « Estimation of average treatment effects based on propensity scores », *The Stata Journal*, vol. 2, n° 4, p. 358 à 377, <http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=s0026> (consulté le 11 septembre 2009).

CAMPOLIETI, Michele. 2002. « Disability and labor force participation of older men in Canada, » *Labour Economics*, vol. 9, mars, p. 405 à 432, [http://www.sciencedirect.com/science?\\_ob=MIimg&\\_imagekey=B6VFD-45S9MCN-1-J&\\_cdi=6008&\\_user=1516053&\\_orig=search&\\_coverDate=07%2F31%2F2002&\\_sk=999909996&view=c&wchp=dGLbVlzzSkzk&md5=7f8b20ed0a2df6ea15491d9bf51d652f&ie=/sdarticle.pdf](http://www.sciencedirect.com/science?_ob=MIimg&_imagekey=B6VFD-45S9MCN-1-J&_cdi=6008&_user=1516053&_orig=search&_coverDate=07%2F31%2F2002&_sk=999909996&view=c&wchp=dGLbVlzzSkzk&md5=7f8b20ed0a2df6ea15491d9bf51d652f&ie=/sdarticle.pdf) (consulté le 11 septembre 2009).

CAMPOLIETI, Michele. 2001. « Disability insurance and the labour force participation of older men and women in Canada », *Analyse de politiques*, vol. 27, n° 2, résumé en français, p. 179 à 194, <http://economics.ca/cgi/jab?journal=cpp&view=v27n2/CPPv27n2p179.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).

DEHEJIA, Rajeev H., et Sadek WAHBA. 2002. « Propensity score matching methods for non experimental causal studies », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84, n° 1, février, p.151 à 161, <http://www.mitpressjournals.org/doi/pdf/10.1162/003465302317331982> (consulté le 11 septembre 2009).

DEHEJIA, Rajeev H., et Sadek WAHBA. 1999. « Causal Effects in non experimental studies: reevaluating the evaluation of training programs », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, n° 448, p. 1053 à 1062.

GALARNEAU, Diane, et Marian RADULESCU. 2009. « L'emploi chez les personnes ayant une incapacité », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 10, n° 5, mai, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 16, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/2009105/pdf/10865-fra.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).

HARKNESS, Jon. 1993. « Labour force participation by disabled males in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. 26, n° 4, novembre, publié par Blackwell Publishing, résumé en français, p. 878 à 889, <http://www.jstor.org/stable/135826?seq=9> (consulté le 11 septembre 2009).

HECKMAN, James J., Hidehiko ICHIMURA et Petra E. TODD. 1998. « Matching as an econometric evaluation estimator », *Review of Economic Studies*, vol. 65, n° 2, avril, p. 261 à 294, <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2566973.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).

HECKMAN, James J., Hidehiko ICHIMURA et Petra E. TODD. 1997. « Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme », *Review of Economic Studies*, vol. 65, n° 4, octobre, p. 605 à 654, <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2971733.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).

HECKMAN, James J. 1979. « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, janvier, p. 153 à 161, <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1912352.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).

HECKMAN, James J. 1976. « The Common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models », *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, n° 4, p. 475 à 492, <http://www.nber.org/chapters/c10491.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).

HUM, Derek, et Wayne SIMPSON. 1996. « Canadians with disabilities and the labour market », *Canadian Public Policy*, vol. 22, n° 3, septembre, publié par University of Toronto Press, septembre, résumé en français, p. 285 à 299, <http://economics.ca/cgi/jab?journal=cpp&view=v22n3/CPPv22n3p287.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).

MAKI, Dennis R. 1993. « The economic implications of disability insurance in Canada », *Journal of Labour Economics*, vol. 11, n° 1, janvier, p. S148 à S169, <http://www.jstor.org/stable/info/2535170?seq=1> (consulté le 11 septembre 2009).

MARSHALL, Katherine, 2006. « En congé de maladie », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 4, avril, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 16 à 25, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10406/9185-fra.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).

- MORISSETTE, René, Grant SCHELLENBERG et Cynthia SILVER. 2004. « Inciter les travailleurs âgés à rester au poste », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 5, n° 10, octobre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 16 à 22, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/11004/7366-fra.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).
- PYPER, Wendy. 2006. « Vieillesse, santé et travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 2, février, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 17, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10206/9095-fra.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).
- ROSENBAUM, Paul R., et Donald B RUBIN. 1985. « Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score », *The American Statistician*, vol. 39, n° 1, février, publié par l'American Statistical Association, p. 33-38, <http://personal.psc.isr.umich.edu/yuxie-web/files/soc710/Rosenbaum-Rubin1985.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).
- ROSENBAUM, Paul R., et Donald B. RUBIN. 1983. « The central role of the propensity score in observational studies for causal effects », *Biometrika*, vol. 70, n° 1, avril, p. 41 à 55, <http://faculty.smu.edu/millimet/classes/eco7377/papers/rosenbaum%20rubin%2083.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).
- SANTÉ CANADA. 2006. « Santé mentale – Maladie mentale », *Votre santé et vous*, Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, catalogue n° H13-7/5-2006F-PDF, Santé Canada, article rédigé en collaboration avec l'Agence de santé publique du Canada, 3 p., [http://www.mooddorderscanada.ca/documents/PublicationsIts%20your%20health\\_mental%20health%20mental%20illness\\_FR.pdf](http://www.mooddorderscanada.ca/documents/PublicationsIts%20your%20health_mental%20health%20mental%20illness_FR.pdf) (consulté le 11 septembre 2009).
- SANTÉ CANADA. 2002. *Le fardeau économique de la maladie au Canada, 1998*, catalogue n° H21-136/1998F, Division de la recherche sur les politiques, Direction de la politique stratégique, Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, Santé Canada. 110 p., <http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/ebic-femc98/pdf/femc1998.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).
- SMITH, Jeffrey A., et Petra E. TODD. 2005. « Does matching overcome LaLonde's critique of non experimental estimators? », *Journal of Econometrics*, document de travail, vol. 125, n° 1-2, mars-avril, p. 305 à 353. <http://athena.sas.upenn.edu/~petra/papers/smithtodd.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).
- STATISTIQUE CANADA. 2004a. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Santé mentale et bien-être (ESCC), Information détaillée pour 2002 (cycle 1.2), Guide du Fichier Maître*, mai, Ottawa, 75 p., [http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5015\\_D4\\_T1\\_V1-fra.pdf](http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5015_D4_T1_V1-fra.pdf) (consulté le 11 septembre 2009).
- STATISTIQUE CANADA. 2004b. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), cycle 1.2, Spécifications des variables dérivées (VD)*, Ottawa, 264 p., [http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5015\\_D5\\_T9\\_V1-fra.pdf](http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5015_D5_T9_V1-fra.pdf) (consulté le 11 septembre 2009).
- TOMPA, Emile. 2002. « The impact of health on productivity: empirical evidence and policy implications », *The Review of Economic Performance and Social Progress*, vol. 2, p. 181 à 202, <http://www.csls.ca/rep/2/emiletompa.pdf> (consulté le 11 septembre 2009).
- UPPAL, Sharanjit, et Sisira SARMA. 2007. « Aging, health and labour market activity: the case of India », *Journal of World Health and Population*, vol. 9, n° 4, décembre, p. 1 à 19.