

Les longues heures de travail et la santé

Margot Shields

Résumé

Objectifs

Le présent article évalue le lien entre la variation du nombre d'heures de travail, la dépression et les modifications de certains comportements qui influent sur la santé. L'analyse porte sur un groupe de personnes à l'égard desquelles des données ont été recueillies pendant un intervalle de deux ans.

Source des données

Les données proviennent de la composante longitudinale des ménages des cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population réalisée par Statistique Canada. Les résultats se fondent sur des renseignements recueillis auprès de 3 830 personnes de 25 à 54 ans (2 181 hommes et 1 649 femmes) qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine pendant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995.

Techniques d'analyse

L'analyse multidimensionnelle a permis ici d'estimer les liens entre le nombre d'heures de travail et la dépression, d'une part, ainsi que les changements concernant le poids, l'usage du tabac, la consommation d'alcool ou l'exercice, d'autre part. L'analyse a été faite en tenant compte de l'effet de variables confusionnelles socioéconomiques et professionnelles éventuelles, comme le niveau de scolarité, le revenu, la profession, le travail par postes et le travail autonome.

Principaux résultats

La cote exprimant le risque d'une dépression subséquente est plus élevée pour les femmes qui travaillent de longues heures que pour les autres. Un lien existe entre le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail et une prise de poids nuisible pour la santé chez l'homme, une augmentation de l'usage du tabac chez les deux sexes et une consommation accrue d'alcool chez la femme. Par contre, aucun lien n'a été observé avec l'activité physique.

Mots-clés

Prise de poids, usage du tabac, consommation d'alcool, exercice, dépression, tolérance à l'horaire de travail.

Auteur

Margot Shields (613-951-4177; shieman@statcan.ca) travaille à la Division des statistiques sur la santé de Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Au Canada, une part croissante de la population active passe de longues heures au travail (voir *Les heures de travail*)¹⁻³. La question de savoir si de longues heures de travail sont nuisibles à la santé fait l'objet de débats depuis des décennies. Pourtant, les décideurs qui envisagent de réglementer le nombre d'heures de travail ont de la difficulté à fonder leur décision sur des données scientifiques⁴.

Au Japon, où il est coutumier de travailler de longues heures, un nombre croissant de travailleurs sont emportés par les maladies cardiovasculaires (dont l'accident cérébrovasculaire, l'insuffisance cardiaque aiguë, l'infarctus du myocarde et la rupture d'un anévrisme de l'aorte) durant leurs années les plus productives. Des études fondées sur les demandes d'indemnisation relative aux accidents de travail montrent que nombre de victimes avaient travaillé de longues heures avant leur décès^{5,6}. Les Japonais nomment ces décès *Karoshi*, qui signifie « décès par surdose de travail ».

Les chercheurs japonais ont proposé un modèle du *Karoshi* pour examiner le lien entre les longues heures de travail et la maladie cardiovasculaire⁵. L'hypothèse qui sous-tend le modèle est celle selon laquelle de longues heures de travail entraînent des modifications du mode de vie qui nuisent à la santé, comme l'usage du tabac, l'abus d'alcool, le manque d'exercice, le manque de sommeil, les mauvaises habitudes

alimentaires et la plus faible probabilité de subir des examens médicaux. Les périodes prolongées de longues heures de travail peuvent aussi augmenter l'anxiété, les tensions et l'irritabilité. Au fil du temps,

les personnes dans cette situation accumulent la fatigue et manifestent une propension à l'obésité, caractéristiques dont le résultat cumulatif peut être la maladie cardiovasculaire⁵.

Méthodologie

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 couvre les membres des ménages et les personnes placées en établissement de santé des provinces et des 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 individuelles sont classées dans deux fichiers, à savoir le Fichier général et 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.

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 1994-1995 et 2 022 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard. Donc, en tout, 17 276 membres du panel longitudinal remplissaient les conditions pour être réinterviewés en 1996-1997. Les autres membres de l'échantillon de 1994-1995 représentent des unités d'échantillonnage additionnelles parrainées par les administrations provinciales qui, pour le premier cycle uniquement,

avaient décidé d'augmenter la taille de l'échantillon dans leur province. Ces personnes n'ont fait l'objet d'aucun suivi.

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 la santé, aux deux cycles de l'enquête.

Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'entrevue de l'ENSP sont décrits plus en détail dans les rapports publiés au sujet de l'enquête⁷⁻⁹.

Les données analysées ici sont celles recueillies auprès de 3 830 personnes de 25 à 54 ans (2 181 hommes et 1 649 femmes) qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine pendant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995 et pour lesquelles des renseignements ont été recueillis en 1996-1997 (tableau A en annexe). Une faible proportion de personnes (0,9 %) pour lesquelles on ne possède pas de renseignements sur les heures de travail durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995 ont été exclues de l'analyse. Le profil des travailleurs qui faisaient de longues heures en 1994-1995 se fonde sur les données du fichier longitudinal. Les estimations calculées d'après le fichier de données transversales de 1994-1995 sont fort semblables (données non présentées).

On s'est efforcé, dans la mesure du possible, de recueillir des renseignements détaillés sur la santé directement auprès des personnes sélectionnées au hasard. Cependant, dans un petit nombre de cas, les réponses ont été obtenues par procuration aussi bien en 1994-1995 qu'en 1996-1997. Comme la présente analyse se concentre principalement sur l'évaluation du changement entre les deux cycles de l'ENSP, nul compte n'a été tenu des personnes pour lesquelles la réponse aux questions détaillées sur la santé a été obtenue par procuration lors de l'un ou l'autre cycle (4,4 % des participants à l'enquête), c'est-à-dire huit pour lesquelles on ne possédait que des renseignements par procuration pour les deux cycles de l'enquête, 151 pour lesquelles on possédait des renseignements par procuration pour le premier cycle (1994-1995) et 18 pour lesquelles on possédait des renseignements par procuration pour le deuxième cycle (1996-1997). Ces personnes ont été exclues de l'échantillon afin de réduire le biais que pourrait causer les erreurs de réponse dues à la déclaration par procuration.

Fondé sur les données longitudinales provenant des deux premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (1994-1995 et 1996-1997), le présent article se concentre sur les travailleurs

Techniques d'analyse

Toutes les analyses se fondent sur des données pondérées. Le groupe examiné comprend les membres du panel longitudinal pour lesquels les renseignements n'ont été recueillis par procuration ni en 1994-1995 ni en 1996-1997. L'analyse présente des statistiques descriptives sur les personnes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et compare les personnes qui travaillaient de longues heures (au moins 41 heures par semaine, en moyenne) à celles qui travaillaient un nombre d'heures normal (de 35 à 40 heures, en moyenne).

La régression logistique multiple sert ici en outre à modéliser le lien entre les longues heures de travail en 1994-1995 et un épisode dépressif subséquent en 1996-1997. Cette méthode permet aussi de modéliser les effets de la variation ou de la constance du nombre d'heures de travail entre les deux enquêtes (par exemple, passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail ou prestation d'un nombre élevé d'heures de travail durant les deux cycles de l'enquête) en fonction des modifications de comportement qui ont des conséquences sur la santé, à savoir la prise de poids nuisible à la santé, l'augmentation de l'usage du tabac, la consommation d'une plus grande quantité d'alcool et la réduction de l'activité physique.

En tenant compte de leur validité apparente, de données déjà publiées sur le stress professionnel^{10, 11} et de l'existence de données de l'ENSP, certaines caractéristiques professionnelles et sociodémographiques ont été incluses dans les modèles de régression à titre de variables de contrôle. Les variables ayant trait au travail sont la profession, le travail autonome, le travail par postes, le cumul d'emplois, les fortes tensions et contraintes au travail, la forte menace de perdre son emploi et le manque de soutien de la part des surveillants. Les caractéristiques sociodémographiques incluent l'âge, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, le revenu du ménage et la présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage. Sauf indication contraire, les variables de contrôle incluses dans les modèles de régression sont définies d'après des données recueillies lors de l'enquête de 1994-1995.

Dans tous les cas, des modèles de régression distincts ont été ajustés pour les hommes et pour les femmes. Les coefficients de variation et les écarts-types ont été calculés au moyen d'une méthode *bootstrap* pondérée^{12, 13} qui tient pleinement compte des effets du plan de sondage de l'enquête.

canadiens de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995. Les personnes de ce groupe d'âge sont celles qui sont les plus susceptibles de subir le stress dû à l'« horaire surchargé » qu'il faut adopter pour concilier les responsabilités professionnelles, familiales et personnelles¹⁴.

Les données sont analysées dans le contexte des premières phases du modèle du *Karoshi* pour déterminer s'il existe un lien entre les longues heures de travail (au moins 41 heures par semaine) et la dépression, de même que certaines modifications des comportements en matière de santé. Quatre indicateurs, à savoir le poids, l'usage du tabac, la consommation d'alcool et l'activité physique, servent à déterminer si le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à des modifications du mode de vie néfastes pour la santé (voir *Méthodologie, Techniques d'analyse* et *Limites*).

Heures de travail et santé

Un nombre étonnamment faible d'études ont jusqu'ici décrit le lien entre le nombre d'heures de travail et l'état de santé ainsi que les comportements. Bien que les effets du travail par postes aient été étudiés de façon approfondie, les effets du nombre d'heures de travail ont toutefois rarement été l'objet d'études¹⁵. Néanmoins, les données aujourd'hui mises à notre disposition donnent lieu de s'inquiéter du risque que les longues heures de travail posent pour la santé et la sécurité^{4, 15, 16}.

En Amérique du Nord et en Europe, la recherche s'est concentrée sur les fortes tensions et contraintes au travail (fortes demandes psychologiques conjuguées à une faible latitude de décision¹¹) et leurs conséquences sur la santé, comme la dépression, l'anxiété, la migraine, l'hypertension et la maladie coronarienne¹⁷⁻²⁷, ainsi que les comportements ayant un effet nocif sur la santé, comme l'usage du tabac et l'excès de poids²⁸⁻³⁰. Cependant, la plupart des travaux fondés sur le modèle des tensions et contraintes au travail ne visent pas à examiner explicitement les conséquences du nombre d'heures de travail.

Les chercheurs japonais ont, certes, étudié le phénomène du *Karoshi*^{5, 6}, mais les données sont en

général présentées sous forme d'une série d'études de cas et ne fournissent aucune estimation épidémiologique valable de la prévalence du *Karoshi*⁶. D'autres études réalisées au Japon montrent un lien entre les longues heures de travail et la prise de poids, la perception d'un stress accru ou un mode de vie nuisible à la santé, mais elles portent uniquement sur des hommes appartenant à un petit nombre de catégories professionnelles^{31,32}.

Parmi les quelques études sur le nombre d'heures de travail, un rapport récent publié en Grande-Bretagne par l'*Economic and Social Research Council* révèle que les longues heures de travail ont des conséquences néfastes pour la santé³³. Selon l'analyse des données de la *British Household Panel Study*, travailler de longues heures au cours d'une semaine augmente le sentiment de stress et serait lié à une diminution de l'activité physique. Chez la femme, plusieurs liens ont été observés entre les longues heures de travail et l'état de santé, y compris des problèmes touchant les bras, les jambes, les mains et l'hypertension.

Le stade final du modèle du *Karoshi*, c'est-à-dire la maladie cardiovasculaire, n'a pas été étudié de façon très poussée. Les travaux réalisés au Japon, qui sont des études de cas fondées sur de petits échantillons de sujets masculins, donnent à penser qu'il existe un lien entre les longues heures de travail, l'hypertension et la maladie cardiaque³⁵⁻³⁷. En outre, l'une des études³⁵ indique qu'il existe un lien en forme de « U » entre le nombre élevé d'heures de travail et le risque de crise cardiaque : la cote exprimant le risque de faire une crise cardiaque est plus élevée pour les hommes qui travaillent plus de 55 heures par semaine et pour ceux qui font 35 heures ou moins qu'elle ne l'est pour ceux dont l'horaire hebdomadaire comporte de 40 à 45 heures. Les hommes qui travaillent un petit nombre d'heures sont peut-être dans cette situation parce qu'ils sont en mauvaise santé.

La petite taille des échantillons, rend présentement impossible l'étude d'un lien entre les longues heures de travail et la maladie cardiaque d'après les données

Les heures de travail

Au début du siècle, au Canada, la semaine de travail typique comptait 60 heures. Au cours des décennies suivantes, en grande partie en réponse aux pressions exercées par les syndicats, des efforts ont été fait pour réduire la durée de la semaine de travail en invoquant des raisons de santé et de sécurité. Nombreux étaient les partisans de l'idée selon laquelle la santé physique et mentale des travailleurs s'améliorait s'ils disposaient de plus de temps pour se reposer et participer davantage à la vie familiale³⁴. Aussi a-t-on assisté à une diminution générale du nombre d'heures de travail et à la stabilisation de la durée moyenne de la semaine de travail autour de 35 à 40 heures par semaine vers le milieu des années 60.

Cependant, le nombre moyen d'heures de travail hebdomadaires ne brosse qu'un tableau incomplet de la situation. En effet, si le nombre moyen d'heures de travail par semaine a peu changé depuis le milieu des années 60, une nouvelle tendance s'est manifestée depuis la crise économique du début des années 80, tendance qui a reçu le nom de « polarisation des heures de travail »¹⁻³. Les proportions de travailleurs masculins qui travaillent de longues heures (41 ou plus) et de courtes heures (moins de 35 heures par semaine) ont toutes deux augmenté. Chez les travailleuses, la proportion qui travaillent de longues heures est également à la hausse. Les plus

fortes proportions de personnes travaillant de longues heures se concentrent chez les personnes de 25 à 54 ans, et le décalage le plus étalé vers les longues heures de travail a été observé chez les femmes de 35 à 54 ans³.

Répartition en pourcentage du nombre habituel d'heures de travail, personnes occupées† de 25 ans et plus, selon le sexe, Canada, territoires non compris, certaines années entre 1980 et 1995

		Nombre habituel d'heures de travail par semaine	%			
			1980	1985	1989	1995
Hommes	1 à 34	4,4	5,2	5,2	7,1	
	35 à 40	77,5	75,0	73,4	68,6	
	41+	18,0	19,7	21,4	24,3	
Femmes	1 à 34	29,9	30,9	29,3	30,1	
	35 à 40	64,5	62,6	63,4	61,3	
	41+	5,6	6,5	7,3	8,6	

Source de données : Référence n° 3

† N'inclut pas les travailleurs autonomes

de l'ENSP. Durant l'intervalle de deux ans entre les premier et deuxième cycles de l'ENSP, pour la population étudiée, le nombre de cas de maladie cardiaque pour l'échantillon est de 21 hommes et 13 femmes; pour l'hypertension, les chiffres sont 57 et 33, respectivement.

Mesures des caractéristiques sociodémographiques

Toutes les mesures des caractéristiques sociodémographiques se fondent sur des données recueillies durant l'enquête de 1994-1995.

Pour déterminer l'état *matrimonial*, on a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer quel était leur état matrimonial courant. Les personnes qui ont choisi la catégorie « marié(e) », « vit avec un conjoint de fait » ou « vit avec une autre personne » ont été regroupées dans la catégorie « marié(e) ». Les personnes qui ont répondu « célibataire » ont été classées dans la catégorie « jamais marié(e) » et celles qui ont répondu « veuf(ve) », « séparé(e) » ou « divorcé(e) » ont été regroupées dans la catégorie « marié(e) antérieurement ».

Trois catégories de *niveaux de scolarité*, ont été définies, en fonction du plus haut niveau de scolarité atteint, à savoir « diplôme d'études secondaires ou moins », « certaines études postsecondaires » et « diplôme d'études postsecondaires » (collégiales, professionnelles ou universitaires).

Le *revenu du ménage* a été défini d'après le revenu total du ménage durant la période de 12 mois qui a précédé l'enquête et d'après le nombre de personnes qui composent le ménage.

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

Limites

Pour estimer le nombre d'heures de travail, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête de donner des renseignements sur les emplois qu'elles avaient occupés l'année précédente. Elles devaient notamment préciser le nombre habituel d'heures de travail par semaine, ainsi que les dates de début et de fin de chaque emploi. Or, certaines pourraient avoir eu de la difficulté à se remémorer les renseignements demandés. Celles dont les antécédents professionnels étaient complexes durant l'année, particulièrement celles qui cumulaient plusieurs emplois, pourraient avoir sous-estimé le nombre d'heures de travail.

Les professionnels et les gestionnaires font souvent des heures supplémentaires non rémunérées pour venir à bout de l'excès de travail. Certains pourraient ne pas déclarer leurs heures supplémentaires, ce qui se traduirait par une sous-estimation du nombre d'heures de travail de ce groupe.

Le calcul du nombre moyen d'heures de travail se fonde sur, au plus, trois emplois. Par conséquent, le nombre d'heures de travail des personnes qui ont occupé plus de trois emplois durant l'année est sous-estimé. Cette situation n'a tout au plus qu'un effet minime sur l'analyse. Selon les données transversales de l'ENSP de 1994-1995, moins de 1 % de travailleurs ont occupé plus de trois emplois durant l'année. En 1996-1997, des renseignements détaillés n'ont été demandés qu'à l'égard d'au plus trois emplois. Le fichier longitudinal ne contient donc que des renseignements détaillés sur trois emplois en tout pour chaque année de référence.

Il n'est pas possible de dresser le tableau complet de la situation professionnelle d'une personne puisque l'ENSP n'est réalisée que tous les deux ans et que les questions sur l'emploi ont trait à l'année qui précède la date de l'entrevue. Par exemple, les personnes classées dans la catégorie des heures normales de travail pour les deux années de référence pourraient rentrer dans une autre catégorie durant l'intervalle entre les deux enquêtes, ce qui pourrait influencer sur les liens relatifs aux changements observés entre les deux années de référence.

Le calcul de l'indice de masse corporelle (IMC) se fonde sur des données autodéclarées et certaines personnes pourraient avoir sous-estimé leur poids et (ou) surestimé leur taille.

On a considéré comme ayant vécu un « nouvel » épisode dépressif majeur les personnes qui ont fait de la dépression durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1996-1997, mais non durant l'année qui a précédé celle de 1994-1995. Or, il est possible que ces personnes aient malgré tout des antécédents de dépression, autrement dit qu'elles aient fait une dépression avant le début de l'ENSP ou durant l'année non visée par l'enquête.

Les travailleurs qui font de longues heures

En 1994-1995, parmi les personnes de 25 à 54 ans travaillant au moins 35 heures par semaine, une plus forte proportion d'hommes que de femmes faisait de longues heures (tableau 1) (voir *Mesures des caractéristiques sociodémographiques*). La moitié de ces hommes, mais environ le quart (28 %) de leurs homologues féminins, ont déclaré travailler au moins 41 heures par semaine. Les hommes faisant de longues heures travaillaient, en moyenne, 55 heures par semaine et les femmes, 51 (données non présentées). Enfin, 32 % d'hommes et 19 % de femmes qui faisaient de longues heures travaillaient au moins 60 heures par semaine.

Chez les hommes, les longues heures sont plus courantes pour les groupes des 25 à 34 ans et des 35 à 44 ans que pour celui des 45 ans et plus. En revanche, chez les femmes, il n'y a aucun lien significatif entre le fait de travailler de longues heures et l'âge. L'état matrimonial n'est en outre aucunement lié aux longues heures de travail ni chez les hommes ni chez les femmes. Cependant, les hommes faisant partie d'un ménage comptant de jeunes enfants sont nettement plus susceptibles que les autres de travailler de longues heures. Par contre, la proportion de femmes travaillant de longues heures dépend peu de la présence de jeunes enfants au foyer.

Les personnes titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires sont nettement plus susceptibles de travailler de longues heures que celles dont le niveau de scolarité n'excède pas les études secondaires. En outre, les hommes et les femmes qui vivent dans un ménage à revenu élevé sont plus susceptibles de travailler de longues heures que ceux et celles faisant partie d'un ménage à revenu moyen. Dans le cas des hommes, les longues heures de travail sont également courantes chez ceux appartenant à un ménage qui tombe dans la fourchette de revenu faible à moyen.

Les caractéristiques de l'emploi

La propension à travailler de longues heures est liée à plusieurs attributs de l'emploi (voir *Mesures des caractéristiques du travail*). Les hommes et les femmes

Tableau 1
Pourcentage de personnes qui ont travaillé de longues heures[†] chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, selon certaines caractéristiques sociodémographiques, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Nombre total	Longues heures [†]	Nombre total	Longues heures [†]
	en milliers	%	en milliers	%
Total	4 414	50[†]	2 789	28
Âge				
25 à 34 ans	1 489	52 [§]	1 058	26
35 à 44 ans	1 681	53 [§]	1 093	28
45 à 54 ans	1 244	43	638	30
État matrimonial				
Marié(e)	3 477	50	2 016	27
Jamais marié(e)	659	49	410	28
Marié(e) antérieurement	278	47	360	32
Données non disponibles	--	--	--	--
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage				
Oui	1 841	54 ^{††}	1 043	25
Non	2 573	47	1 746	29
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins	1 439	45	778	23
Certaines études post-secondaires	1 086	50	734	26
Diplôme d'études post-secondaires	1 880	53 ^{††}	1 272	32 ^{††}
Données non disponibles	--	--	--	--
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	1 143	53 ^{§§}	756	25
Moyen-supérieur	1 978	44	1 255	25
Supérieur	1 064	58 ^{§§}	691	35 ^{§§}
Données non disponibles	229	49	87 ^{†††}	26 ^{†††}

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

Nota : Fondé sur 2 181 hommes et 1 649 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on disposait de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997. Lors de la comparaison de trois groupes en regard d'une variable, on a choisi 2,40 plutôt que 1,96 comme valeur critique pour les tests de signification. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

† Au moins 41 heures par semaine

‡ Significativement plus élevé que pour les femmes

§ Significativement plus élevé que pour le groupe des 45 à 54 ans

†† Significativement plus élevé que pour le groupe sans enfant dans le ménage

†† Significativement plus élevé que pour le groupe ayant un diplôme d'études secondaires ou moins

§§ Significativement plus élevé que pour le groupe de revenu moyen-supérieur

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

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

-- Quantité trop faible pour produire une estimation fiable

Mesures des caractéristiques du travail

Les données du présent article qui ont trait à la profession, au travail autonome, au travail par postes et au cumul d'emplois proviennent du premier cycle (1994-1995) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP).

On a défini les catégories *professionnelles* « cols blancs » (administration et professionnels), « travail de bureau, ventes ou services » et « cols bleus » en se fondant sur la *Classification type des professions* (CTP) de 1980.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête si elles « travaillaient principalement pour d'autres personnes à salaire, à traitement ou à commission, ou bien à leur propre compte dans une entreprise, une ferme ou une pratique professionnelle ». Les secondes ont été classées dans la catégorie des *travailleurs autonomes*. Les membres de la famille travaillant sans rémunération ont été exclus de l'analyse (5 personnes).

On a classé dans la catégorie des *travailleurs de postes* les personnes qui ont donné toute réponse relative au travail par postes (y compris le poste normal de soirée, le poste normal de nuit, le poste rotatif, le poste brisé, ou le travail sur appel/horaire irrégulier) sauf le poste normal de jour.

Certaines personnes occupaient simultanément plus d'un emploi durant l'année de référence. On a classé dans la catégorie des *travailleurs cumulant les emplois* ceux qui ont occupé couramment au moins deux emplois en 1994-1995.

Aux personnes qui occupaient plus d'un emploi durant l'année de référence, on a demandé de répondre aux questions sur la profession, le travail autonome et le travail par postes pour l'emploi qu'elles considéraient comme étant l'emploi principal.

Pour chaque emploi, on leur a demandé de préciser le nombre d'heures par semaine consacrées habituellement à l'emploi. En outre, pour chaque emploi, on a recueilli les dates de début et de fin, afin de pouvoir calculer le nombre de semaines consacrées à l'emploi durant l'année. Grâce à ces renseignements, on a calculé le nombre moyen d'heures de travail par semaine durant l'année de référence pour l'ensemble des emplois. Le calcul a été fait pour les deux années de référence pour lesquelles des données figurent dans le fichier longitudinal. L'année de référence 1994-1995 est celle qui précède la date de l'entrevue de 1994-1995 et l'année de référence 1996-1997 est celle qui précède la date de l'entrevue de 1996-1997.

On a classé dans la catégorie des personnes travaillant un nombre normal d'heures celles qui, en moyenne, avaient travaillé de 35 à 40 heures par semaine et dans la catégorie des personnes travaillant de longues heures celles qui, en moyenne, avaient travaillé au moins 41 heures par semaine. La présente analyse se fonde uniquement sur les personnes qui avaient travaillé au moins 35 heures par semaine durant l'année de référence 1994-1995.

Pour examiner l'évolution du *nombre d'heures de travail* d'une année de référence à l'autre, on a défini les catégories suivantes :

- normales-normales : personnes qui, en moyenne, ont travaillé un nombre normal d'heures tout au long de chaque année de référence;
- normales-longues : personnes qui ont travaillé toute l'année durant les deux années de référence et qui, en moyenne, ont travaillé un nombre normal d'heures durant l'année de référence 1994-1995 et de longues heures durant l'année de référence 1996-1997;
- normales-réduites : personnes qui, en moyenne, ont travaillé un nombre normal d'heures toute l'année durant l'année de référence

1994-1995 et qui ont réduit leurs heures de travail à moins de 35 heures par semaine ou qui n'ont pas travaillé 52 semaines durant l'année de référence 1996-1997;

- longues-longues : personnes qui, en moyenne, ont travaillé de longues heures toute l'année durant les deux années de référence;
- longues-réduites : personnes qui, en moyenne, ont travaillé de longues heures toute l'année durant l'année de référence 1994-1995 et qui ont réduit leurs heures de travail à moins de 41 par semaine ou qui n'ont pas travaillé 52 semaines durant l'année de référence 1996-1997.

Les questions portant sur les tensions et contraintes au travail, la menace de perdre son emploi et le soutien de la part des surveillants ont été posées en 1994-1995 pour l'emploi que la personne interrogée occupait au moment de l'entrevue. Pour mesurer les *tensions et contraintes au travail*, on a demandé aux personnes interrogées de coter leur réponse aux sept énoncés qui suivent au moyen d'une échelle à cinq points variant de « tout à fait d'accord » (cote de 1) à « entièrement en désaccord » (cote de 5).

1. Votre travail exige l'acquisition de nouvelles connaissances (cote inverse).
2. Votre travail exige un niveau élevé de compétences (cote inverse).
3. Vous êtes libre de décider de votre façon de travailler (cote inverse).
4. Votre travail consiste à refaire toujours les mêmes choses.
5. Votre travail est frénétique (cote inverse).
6. Vous êtes exempt(e) des demandes opposées que font les autres.
7. Vous avez votre mot à dire sur l'évolution de votre travail (cote inverse).

Pour mesurer les tensions et contraintes au travail, on a calculé le ratio des demandes psychologiques (énoncés 5 et 6) à la latitude de décision. Les éléments relatifs à la latitude de décision incluent la discrétion relative à la compétence (1, 2 et 4) et le pouvoir décisionnel (3 et 7). Afin que la contribution éventuelle de chaque élément à la cote globale calculée pour la latitude de décision et les demandes psychologiques soit uniforme, on a divisé la somme des cotes obtenues pour les énoncés se rapportant à chaque composante par cinq et par deux, respectivement. Puis, on a calculé le ratio pour les tensions et contraintes au travail en divisant la nouvelle cote ainsi obtenue pour les demandes psychologiques par celle obtenue pour la latitude de décision. On a classé dans la catégorie des personnes éprouvant de fortes contraintes et tensions au travail celles pour lesquelles la valeur du ratio tombait dans le quartile supérieur de la distribution pour l'ensemble de la population occupée (cote égale ou supérieure à 1,18). On a calculé le coefficient alpha de Cronbach pour évaluer la cohérence interne de l'échelle des tensions et contraintes au travail. L'estimation de la cohérence interne est de 0,61 pour la latitude de décision et de 0,34 pour les demandes psychologiques du travail.

La *menace de perdre son emploi* a été mesurée au moyen de l'énoncé « Vous avez une bonne sécurité d'emploi ». Les personnes qui ont répondu « ni en accord ni en désaccord », « en désaccord » ou « entièrement en désaccord » ont été regroupées dans la catégorie des personnes se sentant menacées de perdre leur emploi.

Le *soutien de la part des surveillants* a été évalué au moyen de l'énoncé « Votre surveillant facilite l'exécution de votre travail ». Les personnes qui ont dit être en désaccord ou entièrement en désaccord ont été regroupées dans la catégorie des personnes obtenant un faible soutien de la part de leur surveillant.

occupant un poste de col blanc sont plus susceptibles de déclarer de longues heures de travail que ceux et celles qui se classent dans la catégorie du travail de

Tableau 2

Pourcentage de personnes qui ont travaillé de longues heures[†] chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, selon certaines caractéristiques d'emploi, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Nombre total	Longues heures [†]	Nombre total	Longues heures [†]
	en milliers	%	en milliers	%
Total	4 414	50[‡]	2 789	28
Profession				
Col blanc	1 487	56 [§]	1 193	35 [§]
Travail de bureau/ventes/ services	875	46	1 192	22
Col bleu	1 843	45	275	17 ^{††}
Données non disponibles	209	59	130	35 ^{††}
Travail autonome				
Oui	795	80 [§]	271	67 [§]
Non	3 619	43	2 518	23
Travail par postes				
Oui	976	57 [§]	380	36 [§]
Non	3 438	48	2 409	26
Cumul d'emplois				
Oui	247	94 [§]	163	82 [§]
Non	4 167	47	2 626	24
Fortes tensions et contraintes au travail				
Oui	728	48	816	24
Non	3 347	51	1 778	29
Données non disponibles	339	42	195	29 ^{††}
Fortes menace de perdre son emploi				
Oui	1 189	49	778	27
Non	2 886	51	1 817	28
Données non disponibles	339	42	195	29 ^{††}
Faible soutien de la part des surveillants				
Oui	724	52	444	27
Non	3 351	50	2 151	28
Données non disponibles	339	42	195	29 ^{††}

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

Nota : Fondé sur 2 181 hommes et 1 649 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on disposait de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997. Lors de la comparaison de trois groupes en regard d'une variable, on a choisi 2,40 plutôt que 1,96 comme valeur critique pour les tests de signification. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

† Au moins 41 heures par semaine

‡ Significativement plus élevé que pour les femmes

§ Significativement plus élevé que pour les autres postes de la catégorie

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

-- Quantité trop faible pour produire une estimation fiable

bureau, des ventes et des services ou dans celle des emplois de col bleu (tableau 2). De fortes proportions de personnes travaillant par postes et de travailleurs autonomes font de longues heures. En outre, fait peu étonnant, les longues heures de travail sont fort courantes chez les personnes qui cumulent les emplois ou les entreprises (94 % d'hommes et 82 % de femmes).

Cependant, il n'existe aucun lien entre les fortes tensions et contraintes au travail, la menace prononcée de perdre son emploi ou le manque de soutien de la part des surveillants et les longues heures de travail. Aucune différence significative n'a en effet été observée entre les personnes dans ces situations qui travaillent de longues heures et celles dont le nombre d'heures est normal.

L'évolution des horaires

La plupart des personnes qui avaient travaillé un nombre d'heures normal en 1994-1995 continuaient de le faire en 1996-1997 : 64 % d'hommes et 69 % de femmes (tableau 3). En outre, les hommes qui avaient travaillé de longues heures en 1994-1995 continuaient généralement de le faire en 1996-1997 (66 %). Par contre, la situation est différente pour

Tableau 3

Évolution du nombre d'heures de travail de 1994-1995 à 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
	%	
Heures normales[†] en 1994-1995		
Maintien d'heures normales en 1996-1997	64 [‡]	69 [‡]
Passage à de longues heures en 1996-1997	21 [§]	8
Réduction des heures en 1996-1997	15	23 ^{††}
Longues heures^{‡‡} en 1994-1995		
Maintien de longues heures en 1996-1997	66 [‡]	48
Réduction des heures en 1996-1997	34	52

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

Nota : Fondé sur 2 164 hommes et 1 643 femmes du panel longitudinal pour lesquels on disposait de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 17 hommes et 6 femmes ont été exclus, à cause de données non disponibles sur le nombre d'heures de travail en 1996-1997

† De 35 à 40 heures par semaine

‡ Significativement plus élevé que pour les autres postes de la catégorie

§ Significativement plus élevé que pour la catégorie des heures réduites

†† Significativement plus élevé que pour la catégorie du passage à de longues heures

‡‡ Au moins 41 heures par semaine

Mesures de l'état de santé

Pour déterminer si une personne a vécu un épisode dépressif majeur (EDM), le questionnaire de l'ENSP comprend, conformément à la méthode proposée par Kessler et coll.³⁸, un sous-ensemble de questions du *Composite International Diagnostic Interview*. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif qui sont énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-3R)*³⁹. Les réponses à ces questions ont été cotées en fonction d'une échelle et les cotes ont été transformées en probabilité estimative d'un épisode dépressif majeur. On a considéré que les personnes pour lesquelles l'estimation était de 0,9, autrement dit celles pour lesquelles la certitude d'un diagnostic positif était de 90 %, avaient vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 derniers mois. On a classé dans la catégorie des personnes ayant vécu un nouvel EDM celles qui ont vécu un épisode de ce genre durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1996-1997, mais non durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995.

Le document intitulé *Niveau de poids associé à la santé : lignes directrices canadiennes* s'appuie sur l'indice de masse corporelle (IMC) pour préciser une fourchette acceptable de poids compatible avec un bon état de santé ainsi que les conditions de surcharge ou d'insuffisance pondérale⁴⁰. On calcule l'IMC en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. On a défini quatre catégories de poids en se fondant sur l'IMC, à savoir :

- poids insuffisant (IMC inférieur à 20);
- poids normal (IMC de 20,0 à 24,9);
- léger surpoids (IMC de 25 à 27);
- poids excessif (IMC supérieur à 27).

Ces lignes directrices s'appliquent à toute personne de 20 à 64 ans, sauf les femmes enceintes. Conformément à ces lignes directrices, aux fins de la présente analyse, on a considéré les personnes dont l'IMC était égal ou supérieur à 25 en 1994-1995 comme ayant un *poids excessif*.

L'échelle de l'IMC doit être considérée comme un « continuum » où le risque de présenter des problèmes de santé augmente à mesure que l'on s'éloigne de la « fourchette généralement acceptable ». Les variations rapides aussi bien dans une catégorie d'IMC que par passage d'une catégorie à l'autre sont d'importants indicateurs de problèmes éventuels⁴⁰. Pour repérer les personnes ayant subi une *prise de poids nuisible à la santé*, on a calculé, séparément pour les hommes et pour les femmes, l'augmentation moyenne de poids en pourcentage entre les deux années de référence pour les personnes dont l'IMC était égal ou supérieur à

20 en 1994-1995. Pour les hommes, l'augmentation moyenne est de 0,7 %, avec un écart-type de 5,7 %. Pour les femmes, l'augmentation moyenne est de 1,2 %, avec un écart-type de 7,6 %. Puis, on a classé dans la catégorie des personnes dont la prise de poids est nuisible à la santé celles dont l'augmentation de poids en pourcentage entre les deux années de référence correspondait à plus d'un écart type au-dessus de la moyenne, c'est-à-dire plus de 6,4 % pour les hommes et plus de 8,8 % pour les femmes. Toutefois, on n'a pas classé les personnes qui présentaient une insuffisance pondérale en 1994-1995 dans la catégorie des personnes dont le gain de poids est nuisible à la santé, quel que soit le nombre de livres supplémentaires en 1996-1997.

Pour classer les fumeurs, on a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP : « À l'heure actuelle, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais. ». Aux personnes qui ont dit fumer tous les jours, on a demandé combien de cigarettes elles fumaient par jour. On a considéré comme ayant *augmenté leur consommation quotidienne de cigarettes*, les personnes qui fumaient à l'occasion ou ne fumaient pas en 1994-1995, mais qui ont dit fumer tous les jours en 1996-1997, ou celles qui ont dit fumer tous les jours à chaque enquête et dont la consommation quotidienne de cigarettes a augmenté d'au moins trois cigarettes (un paquet par semaine) entre les deux enquêtes.

Pour déterminer la *consommation d'alcool*, on a demandé aux personnes interrogées d'indiquer le nombre de verres qu'elles buvaient chaque jour de la semaine avant l'enquête. Par définition, un verre correspond à une bouteille de bière ou à un verre de bière à la pression, un verre de vin ou deux verres de panaché, ou une boisson ou un cocktail contenant une once et demie de spiritueux. On a classé dans la catégorie des personnes dont la consommation d'alcool a augmenté celles dont le nombre de verres consommés par semaine était plus élevé lors de l'entrevue de 1996-1997 que de celle de 1994-1995.

Pour établir la *fréquence de l'activité physique*, on a déterminé combien de fois, durant les trois derniers mois, les personnes interrogées s'étaient adonnées à des activités physiques d'une durée de plus de 15 minutes durant les loisirs. Pour calculer la fréquence mensuelle, on a divisé par trois le nombre de périodes d'activité physique au cours des trois derniers mois. On a considéré comme ayant réduit leur activité physique les personnes qui ont déclaré un moins grand nombre de périodes d'exercice en 1996-1997 qu'en 1994-1995.

les femmes; celles qui avaient travaillé de longues heures en 1994-1995 étaient, en 1996-1997, tout aussi susceptibles d'avoir réduit leurs heures que de continuer à travailler autant. Qui plus est, la proportion d'hommes qui sont passés d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est

Tableau 4
Certains indicateurs de la santé, hommes et femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
Nouvel épisode dépressif majeur, 1996-1997 (%)	3 [†]	5 [†]
Indice de masse corporelle, 1994-1995		
Léger surpoids (IMC de 25 à 27) (%)	25 [§]	13
Poids excessif (IMC supérieur à 27) (%)	36 [§]	23
Poids moyen en livres/kilos en 1994-1995	180,7/82,0 [§]	141,7/64,3
Poids moyen en livres/kilos en 1994-1995 pour les personnes présentant un surpoids (IMC égal ou supérieur à 25)	195,7/88,8 [§]	167,6/76,0
Prise de poids, de 1994-1995 à 1996-1997		
% avec prise de poids nuisible à la santé	0,9 [†]	1,6 [†]
Augmentation moyenne du poids en livres/kilos	1,2/0,5 ^{††}	2,0/0,9 [†]
Prise de poids nuisible à la santé		
% avec prise de poids nuisible à la santé	10	10
Augmentation moyenne du poids en livres/kilos	19,1/8,6	21,4/9,7
Consommation quotidienne de cigarettes, 1994-1995 (%)	28	25
Augmentation de la consommation quotidienne de cigarettes, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	9	7
Augmentation moyenne (nombre de cigarettes par jour)	10	8
Augmentation de la consommation hebdomadaire d'alcool, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	34 [§]	25
Augmentation moyenne (nombre de verres par semaine)	6	3
Diminution du nombre de périodes d'activité physique durant les loisirs, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	43	41
Diminution moyenne (nombre de périodes par mois)	16 [§]	14

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

Nota : Fondé sur les hommes et les femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on possédait de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997. N'inclut pas la catégorie « données non disponibles ».

† Significativement plus élevé que pour les hommes ($p = 0,05$)

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

§ Significativement plus élevé que pour les femmes ($p = 0,05$)

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

presque trois fois plus forte que la proportion correspondante de femmes (21 % contre 8 %).

La dépression

Des études antérieures indiquent qu'il existe un lien entre le milieu de travail et plusieurs problèmes de santé mentale¹⁷⁻²³. Cependant, elles portent principalement sur les tensions et contraintes au travail et n'accordent que peu d'attention au nombre d'heures de travail.

Parmi les personnes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, 5 % de femmes et 3 % d'hommes ont vécu un « nouvel » épisode dépressif majeur au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1996-1997 (tableau 4) (voir *Mesures de l'état de santé*). La cote exprimant le risque d'avoir vécu un épisode dépressif majeur est 2,2 fois plus élevée pour les femmes qui ont travaillé de longues heures en 1994-1995 que pour celles dont l'horaire de travail était normal (tableau B en annexe). Chez l'homme, aucun lien n'a été observé entre la dépression et les longues heures de travail. Cependant, comme en témoignent de nombreuses autres études, un lien existe entre les fortes tensions et contraintes au travail et la dépression chez les membres des deux sexes¹⁷⁻²³.

Le poids

L'indice de masse corporelle (IMC) est une mesure du poids en fonction de la taille. Un IMC supérieur à 27 est associé à une fréquence plus forte d'hypertension, de maladie coronarienne et de diabète⁴⁰⁻⁴². D'aucuns considèrent l'intervalle de 25 à 27 comme une zone d'avertissement indicatrice de problèmes de santé éventuels chez certaines personnes.

Le groupe de travailleurs visé par la présente analyse comptait, en 1994-1995, une beaucoup plus forte proportion d'hommes que de femmes obèses (IMC supérieur à 27), à savoir 36 % contre 23 % (tableau 4). Pareillement, la proportion d'hommes présentant un léger surpoids (IMC compris entre 25 et 27) était presque deux fois plus forte que la proportion de femmes dans la même situation : 25 % contre 13 %. Les hommes présentant un poids excessif (IMC égal ou supérieur à 25) pesaient, en

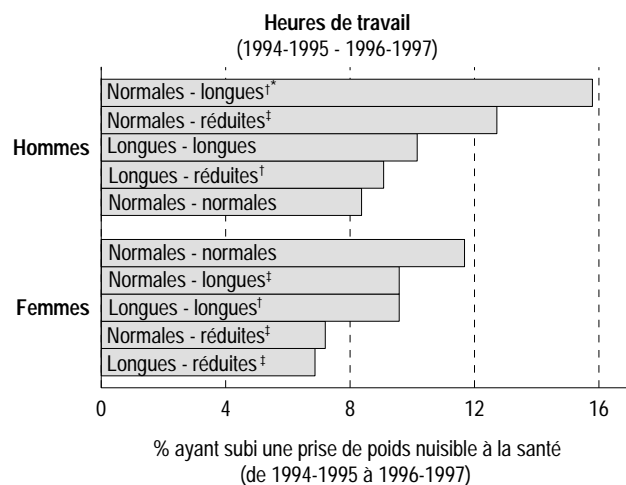
moyenne, 196 livres (89 kilos) et les femmes, 168 livres (76 kilos).

Si l'on tient compte de l'effet de facteurs tels que l'âge, le niveau de scolarité, l'usage du tabac, la profession, le travail par postes et le stress au travail, la cote exprimant le risque de faire de l'embonpoint est plus élevée (1,4) pour les hommes qui ont travaillé de longues heures en 1994-1995 que pour les autres (données non présentées). En revanche, aucun lien de ce genre n'existe chez les femmes.

De 1994-1995 à 1996-1997, la prise moyenne de poids observée chez le groupe de travailleurs visé par l'analyse a été minimale : environ 1 livre (0,45 kilo) pour les hommes et 2 livres (0,91 kilo) pour les femmes. Néanmoins, environ 10 % d'hommes et de femmes ont pris du poids dans des proportions nuisibles à la santé. Les hommes ont pris, en moyenne, 19 livres (8,6 kilos) et les femmes, 21 livres (9,7 kilos).

Graphique 1

Pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et qui ont subi une prise de poids nuisible à la santé, selon les heures de travail de 1994-1995 à 1996-1997, Canada, territoires non compris



Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Chez les hommes comme chez les femmes, un test unilatéral a été fait pour déterminer si les résultats étaient plus élevés à l'égard des personnes dont les heures de travail étaient normales-longues par rapport à celles dont les heures étaient normales-normales. Les tests de signification n'ont pas été faits dans le cas des autres heures de travail.

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

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

* Significativement plus élevé que pour la catégorie normales-normales; test unilatéral, $p = 0,05$

Chez les hommes, le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à une prise de poids nuisible (graphique 1). De surcroît, même en tenant compte de l'effet de facteurs tels que l'âge, le niveau de scolarité, l'usage du tabac, la profession, le travail par postes et le stress au travail, la cote exprimant le risque d'une prise de poids nuisible à la santé est plus de deux fois plus élevée (2,2) pour les hommes qui sont passés d'un horaire normal à de longues heures de travail que pour ceux dont l'horaire de travail est resté normal (tableau C en annexe). Chez les femmes, aucun lien significatif n'a été observé entre une prise de poids nuisible pour la santé et la variation des heures de travail, mais un tel lien existe avec les tensions et contraintes au travail. Les femmes qui ont éprouvé de fortes tensions et contraintes au travail en 1994-1995 avaient une cote exprimant le risque d'avoir pris du poids de façon néfaste pour la santé en 1996-1997 plus élevée (1,8) que les autres.

L'usage du tabac

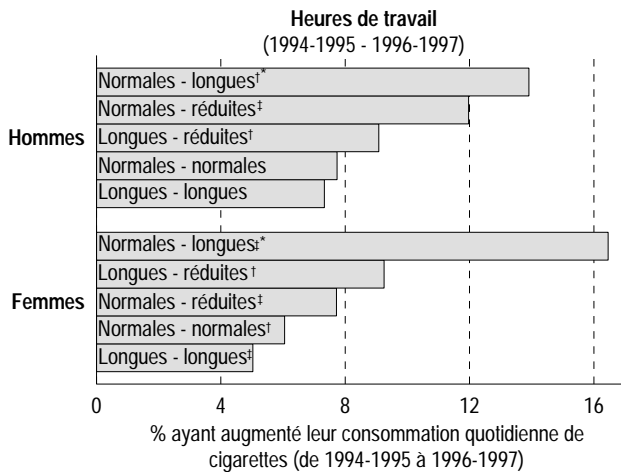
En 1994-1995, 28 % de travailleurs et 25 % de travailleuses visés par la présente analyse fumaient quotidiennement (tableau 4). Toutefois, il n'existait à ce moment-là aucun lien entre le nombre d'heures de travail et la propension à fumer quotidiennement (données non présentées). En outre, contrairement à d'autres études selon lesquelles la tension au travail serait liée à l'usage du tabac^{28,29}, la présente analyse ne révèle à cet égard aucun lien significatif ni chez l'homme, ni chez la femme.

De 1994-1995 à 1996-1997, 9 % de travailleurs et 7 % de travailleuses ont augmenté leur consommation quotidienne de cigarettes; autrement dit, ils ont commencé à fumer tous les jours (après avoir été des non-fumeurs ou avoir fumé de façon occasionnelle) ou ont commencé à fumer au moins trois cigarettes de plus par jour (tableau 4). Les hommes qui sont devenus de plus gros fumeurs fumaient, en moyenne, 10 cigarettes supplémentaires par jour; chez les femmes, l'augmentation quotidienne moyenne est de 8 cigarettes.

Tant chez l'homme que chez la femme, le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à un usage accru du tabac

(graphique 2). Toutefois, comme dans le cas de la prise de poids, des facteurs comme l'âge et le niveau de scolarité peuvent influencer sur le comportement à l'égard du tabac. Par conséquent, pour saisir le lien entre l'usage du tabac et la modification du nombre d'heures de travail, la présente analyse tient compte non seulement de l'effet de ces facteurs, mais aussi de l'effet d'autres caractéristiques de l'emploi, comme la profession, le travail par postes et le stress au travail. La cote exprimant le risque d'une augmentation de la consommation quotidienne de cigarettes est plus de deux fois plus élevée pour les hommes qui sont passés d'un horaire normal à de longues heures de travail que pour ceux qui ont continué à travailler un nombre normal d'heures; dans le cas des femmes, la cote correspondante est plus de quatre fois plus élevée (tableau D en annexe).

Graphique 2
Pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et ont dit avoir augmenté leur consommation quotidienne de cigarettes, selon les heures de travail entre 1994-1995 et 1996-1997, Canada, territoires non compris



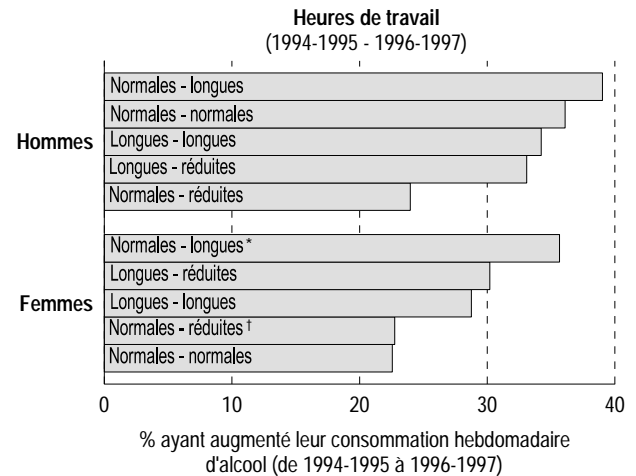
Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Chez les hommes comme chez les femmes, un test unilatéral a été fait pour déterminer si les résultats étaient plus élevés à l'égard des personnes dont les heures de travail étaient normales-longues par rapport à celles dont les heures étaient normales-normales. Les tests de signification n'ont pas été faits dans le cas des autres heures de travail.
 † Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %
 ‡ Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %
 * Significativement plus élevé que pour la catégorie normales-normales; test unilatéral, p = 0,05

La consommation d'alcool

De 1994-1995 à 1996-1997, 34 % de travailleurs et 25 % de travailleuses visés par l'analyse ont augmenté leur consommation hebdomadaire d'alcool (tableau 4). Les hommes qui ont commencé à boire plus d'alcool buvaient, en moyenne, six verres supplémentaires par semaine, tandis que les femmes en buvaient, en moyenne, trois de plus.

Chez les femmes, l'augmentation de la consommation d'alcool est liée à la modification du nombre d'heures de travail (graphique 3). La cote exprimant le risque de consommer plus d'alcool est plus élevée pour celles qui sont passées d'un nombre normal d'heures de travail à un nombre plus élevé que pour celles qui ont continué de travailler un nombre normal d'heures (tableau E en annexe). La cote exprimant le risque de boire davantage est également plus élevée pour les femmes qui travaillaient de longues heures en 1994-1995, mais ont réduit ce nombre par la suite.

Graphique 3
Pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et qui ont augmenté leur consommation hebdomadaire d'alcool, selon les heures de travail entre 1994-1995 et 1996-1997, Canada, territoires non compris



Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Chez les hommes comme chez les femmes, un test unilatéral a été fait pour déterminer si les résultats étaient plus élevés à l'égard des personnes dont les heures de travail étaient normales-longues par rapport à celles dont les heures étaient normales-normales. Les tests de signification n'ont pas été faits dans le cas des autres heures de travail.
 † Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %
 * Significativement plus élevé que pour la catégorie normales-normales; test unilatéral, p = 0,05

Chez l'homme, aucun lien n'existe entre l'augmentation du nombre hebdomadaire d'heures de travail et la consommation d'une plus grande quantité d'alcool. Cependant, la cote exprimant le risque de boire davantage est nettement plus faible pour ceux qui travaillaient un nombre d'heures normal en 1994-1995, mais un nombre réduit d'heures en 1996-1997.

Cette réduction du nombre d'heures de travail pourrait témoigner de l'existence de problèmes de santé. La cote exprimant le risque de boire davantage est également significativement faible chez les hommes qui travaillent par postes.

L'activité physique

En 1994-1995, les travailleurs visés par la présente analyse faisaient de l'exercice, en moyenne, 19 fois par mois, et les travailleuses, 17 fois par mois. Ni chez l'homme ni chez la femme on ne constate un écart significatif entre le nombre moyen de périodes d'exercice enregistré pour les personnes dont l'horaire de travail est normal et celles qui travaillent de longues heures (données non présentées).

De 1994-1995 à 1996-1997, 43 % d'hommes et 41 % de femmes ont réduit la fréquence de leurs périodes d'exercice. Toutefois, les personnes qui ont réduit leur activité physique faisaient en général nettement plus d'exercice que les autres au départ : les hommes dans cette situation faisaient de l'exercice, en moyenne, 29 fois par mois en 1994-1995 et les femmes, 27 fois (données non présentées). En 1996-1997 ces hommes et ces femmes avaient réduit le nombre de leurs périodes d'exercice, ce dernier s'établissant dorénavant à 13 par mois, en moyenne.

Cependant, la variation du nombre d'heures de travail n'est pas reliée à la diminution de l'activité physique (graphique 4). La cote exprimant le risque que les personnes qui sont passées d'un nombre normal d'heures de travail à un nombre plus élevé déclarent un nombre plus faible de périodes d'exercice ne diffère pas significativement de celle calculée pour les personnes qui ont continué de travailler un nombre normal d'heures (tableau F en annexe). Donc, des quatre conséquences hypothétiques des longues heures de travail sur le

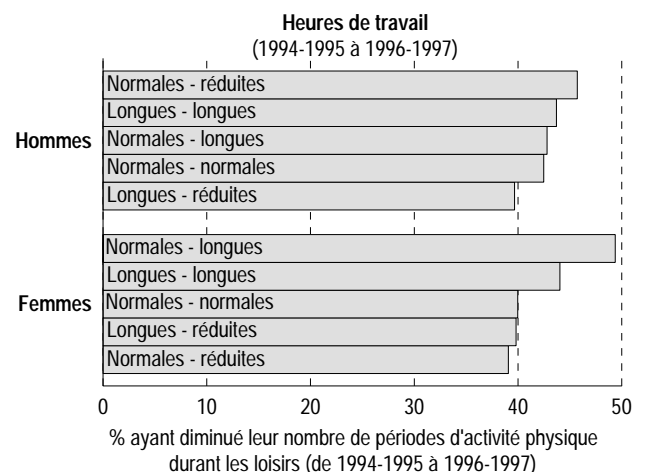
mode de vie intégrées au modèle du *Karoshi* et étudiées ici, la réduction de l'activité physique est la seule que ne corroborent pas les données de l'ENSP.

Ces résultats sont curieux, puisqu'une augmentation du temps consacré au travail devrait, en principe, réduire le temps disponible pour l'exercice. En outre, l'absence de lien entre le nombre d'heures de travail et l'activité physique qu'indiquent les données de l'ENSP va à l'encontre de l'étude britannique mentionnée plus haut³⁴. Cependant, les auteurs de cette étude ont ventilé de façon plus poussée le nombre d'heures de travail et décelé ainsi un lien entre des « heures excessivement longues » (au moins 60 heures par semaine) et un niveau plus faible d'activité physique. Qui plus est, les chercheurs britanniques ne font état d'aucun lien entre la modification du nombre d'heures de travail et le temps consacré à l'activité physique.

Pour approfondir la question, une ventilation plus fine des données de l'ENSP sur le nombre d'heures

Graphique 4

Pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995 et qui ont réduit le nombre de leur périodes d'activité physique durant les loisirs, selon les heures de travail entre 1994-1995 et 1996-1997, Canada, territoires non compris



Source de données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Chez les hommes comme chez les femmes, un test unilatéral a été fait pour déterminer si les résultats étaient plus élevés à l'égard des personnes dont les heures de travail étaient normales-longues par rapport à celles dont les heures étaient normales-normales. Les tests de signification n'ont pas été faits dans le cas des autres heures de travail.

de travail a été considérée, c'est-à-dire heures normales (de 35 à 40 heures par semaine), heures modérément longues (de 41 à 59 heures) et heures excessivement longues (60 heures et plus). Une diminution modeste du niveau d'activité physique a ainsi été observée chez les femmes qui sont passées de la catégorie des heures normales aux heures modérément longues et chez les hommes qui sont passés de la catégorie des heures modérément longues aux heures excessivement longues. Dans tous les autres cas, une augmentation modeste du niveau d'activité physique a été observée (données non présentées). La répétition de l'analyse après élimination des personnes qui ne faisaient pas d'exercice en 1994-1995 produit des résultats comparables.

L'incapacité de déceler un lien significatif entre l'augmentation du nombre d'heures de travail et la diminution du niveau d'activité physique pourrait signifier que certaines personnes recourent à l'exercice pour combattre le stress éventuellement associé aux longues heures de travail. Cependant, la saisonnalité pourrait être un facteur confusionnel. En effet, le nombre d'heures consacrées à l'exercice varie au cours de l'année et a tendance à culminer en été. Or, le niveau d'activité physique des personnes qui ont participé à l'ENSP n'a été déterminé qu'une fois lors de chaque cycle d'enquête, mais les personnes qui sont passées d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail ou d'un nombre modérément élevé d'heures de travail à au moins 60 heures par semaine étaient plus susceptibles que les autres d'être interviewées durant l'été.

Mot de la fin

Du début du siècle jusqu'aux années 60, le nombre d'heures de travail a diminué au Canada, si bien que certains économistes prévoient une semaine de travail de 32 heures⁴³. Ces prévisions ne se sont toutefois pas concrétisées. En fait, les proportions d'hommes et de femmes qui font de longues heures ne cessent d'augmenter depuis le début des années 80³.

En 1994-1995, la moitié des hommes et plus du quart des femmes qui avaient un emploi à temps plein toute l'année y consacraient au moins 41 heures

par semaine. Chez les hommes ainsi que chez les femmes, un lien existe entre les longues heures de travail et le niveau de scolarité, les emplois de col blanc et, naturellement, le travail autonome, le travail par postes et le cumul d'emplois. En outre, les hommes de 25 à 44 ans et ceux qui ont de jeunes enfants au foyer ont aussi tendance à travailler de longues heures.

Assez peu de travaux de recherche ont été consacrés aux répercussions des longues heures de travail sur la santé et l'application au Canada du modèle japonais du *Karoshi* demeure encore incertaine. Cependant, selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population, le fait d'être passé d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail de 1994-1995 à 1996-1997 augmente le risque d'adopter certains comportements nuisibles pour la santé. La cote exprimant le risque de fumer plus de cigarettes est plus élevée pour les personnes dont l'horaire de travail a été modifié de la sorte que pour celles dont l'horaire est resté normal durant les deux périodes, et ce, aussi bien chez l'homme que chez la femme. En ce qui concerne les hommes, la cote exprimant le risque d'une prise de poids nuisible à la santé est plus élevée pour ceux qui ont vu augmenter leur nombre d'heures de travail que pour ceux dont le nombre d'heures est demeuré normal. Dans le cas des femmes, la cote exprimant le risque de boire davantage est plus élevée pour celles qui sont passées d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail que pour celles qui ont continué à travailler un nombre d'heures normal. En outre, la cote exprimant le risque de faire subséquemment une dépression est plus forte pour les femmes qui travaillaient de longues heures en 1994-1995 que pour celles dont le nombre d'heures de travail était normal.

Dans l'avenir, grâce aux données des cycles successifs de l'ENSP, il sera possible de suivre sur une plus longue période le lien entre le nombre d'heures de travail et l'évolution du mode de vie. Il sera aussi possible d'examiner le lien avec les problèmes de santé caractéristiques du stade final du modèle du *Karoshi*, dont l'hypertension et la maladie cardiovasculaire. ●

Références

1. R. Morissette et D. Sunter, « What is happening to weekly hours worked in Canada? » 1994, p. 65 (Statistique Canada, n° 11F0019MPE au catalogue).
2. D. Sunter et R. Morissette, « Les heures consacrées au travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, 6(3), 1994, p. 10-16 (Statistique Canada, n° 75-001 au catalogue).
3. M. Sheridan, D. Sunter, B. Diverty *et al.*, « Évolution de la semaine de travail : tendances dans les heures de travail hebdomadaires », *L'observateur économique canadien*, septembre 1996, p. 3.1-3.21 (Statistique Canada, n° 11-010-XPB au catalogue).
4. J.M. Harrington, « *Working long hours and health* », (British Medical Journal Supplement) Birmingham, England, Institute of Occupational Health, 1994, p. 1581-1582.
5. T. Uehata, « Long working hours and occupational stress-related cardiovascular attacks among middle-aged workers in Japan », *Journal of Human Ergology*, 20, 1991, p. 147-153.
6. K. Nishiyama et J.V. Johnson, « Karoshi - Death from overwork: Occupational health consequences of Japanese production management », *International Journal of Health Services*, 27(4), 1997, p. 625-641.
7. 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).
8. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beudet, « 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).
9. Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997, *Composante des ménages, Guide de l'utilisateur, fichiers de microdonnées à grande diffusion* (Statistique Canada, n° 82-M0009GPF au catalogue), Ottawa, 1998.
10. M.J. Davidson et C.L. Cooper, « A model of occupational stress », *Journal of Occupational Medicine*, 23(8), 1981, p. 564-74.
11. R.A. Karasek et T. Theorell, *Healthy work: Stress, productivity and the reconstruction of working life*, 1990, New York, Basic Books.
12. 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).
13. 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.
14. J.A. Frederick, *Au fil des heures ... L'emploi du temps des Canadiens* (Statistique Canada, n° 89-544 au catalogue) Ottawa, Statistique Canada, 1995.
15. A. Spurgeon, J.M. Harrington, C.L. Cooper *et al.*, « Health and safety problems associated with long working hours: a review of the current position », *Occupational and Environmental Medicine*, 54, 1997, p. 367-375.
16. World Health Organization Expert Committee, *Identification and control of work-related disease*, (WHO Technical Report No. 714), Geneva, World Health Organization, 1985.
17. R. Bourbonnais, C. Brisson, J. Moisan *et al.*, « Job strain and psychological distress in white-collar workers », *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, 22(2), 1996, p. 139-145.
18. S. Braun et R.B. Hollander, « Work and depression among women in the Federal Republic of Germany », *Women and Health*, 14(2), 1988, p. 3-26.
19. R.A. Karasek, « Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign », *Administrative Science Quarterly*, 29, 1979, p. 285-308.
20. P.A. Landsbergis, « Occupational Stress among health care workers: A test of the job demands-control model », *Journal of Organizational Behaviour*, 9, 1988, p. 217-39.
21. D.J. Lerner, S. Levine, S. Malspeis *et al.*, « Job strain and health-related quality of life in a national sample », *American Journal of Public Health*, 84(10), 1994, p. 1580-1585.
22. R.B. Williams, J.C. Barefoot, J.A. Blumenthal *et al.*, « Psychosocial correlates of job strain in a sample of working women », *Archives of General Psychiatry*, 54, 1997, p. 543-548.
23. S.A. Stansfeld, R. Fuhrer, J. Head *et al.*, « Work and psychiatric disorder in the Whitehall II study », *Journal of Psychosomatic Research*, 43(1), 1997, p. 73-81.
24. K.C. Light, R. Turner, A.L. Hinderliter *et al.*, « Job strain and ambulatory work blood pressure in healthy young men and women », *Hypertension*, 20, 1992, p. 214-218.
25. H. Bosma, M.G. Marmot, H. Hemingway *et al.*, « Low job control and risk of coronary heart disease in Whitehall II (prospective cohort) study », *British Medical Journal*, 314, 1997, p. 558-565.
26. R. Karasek, D. Baker, F. Marxer *et al.*, « Job decision latitude, job demands, and cardiovascular disease: a prospective study of Swedish men », *American Journal of Public Health*, 71(7), 1981, p. 694-705.
27. K. Wilkins et M.P. Beudet, « Le stress au travail et la santé », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1998, p. 49-66 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
28. W.L. Hellerstedt et R.W. Jeffery, « The association of job strain and health behaviours in men and women », *International Journal of Epidemiology*, 26(3), 1997, p. 575-583.
29. K.L. Green et J.V. Johnson, « The effects of psychosocial work organization on patterns of cigarette smoking among male chemical plant employees », *American Journal of Public Health*, 80(11), 1990, p. 1368-1371.
30. R. Karasek, B. Gardell, J. Lindell *et al.*, « Work and non-work correlates of illness and behaviour in male and female Swedish white collar workers », *Journal of Occupational Behaviour*, 8, 1987, p. 187-207.
31. K. Nakamura, S. Shimai, S. Kikuchi *et al.*, « Increases in body mass index and waist circumference as outcomes of working overtime », *Occupational Medicine*, 48(3), 1998, p. 169-173.

32. S. Maruyama et K. Morimoto, « Effects of long workhours on life-style, stress and quality of life among intermediate Japanese managers », *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, 22(5), 1996, p. 353-359.
33. R. Sease et J. Scales, *Work now - pay later? The impact of long hours on health and family life*, (Technical Paper No. 17), Institute for Social and Economic Research, Colchester, England, 1998.
34. P. Benimadhu, *Hours of work: Trends and attitudes in Canada*, A Conference Board of Canada Report from the Compensation Research Centre, Report 18-87. Ottawa, 1987.
35. S. Sokejima et S. Kagamimori, « Working hours as a risk factor for acute myocardial infarction in Japan: a case control study », *British Medical Journal*, 317, 1998, p. 775-780.
36. T. Hayashi, Y. Kobayashi, K. Yamaoka *et al.*, « Effect of overtime work on 24-hour ambulatory blood pressure », *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 38(10), 1996, p. 1007-1011.
37. K. Iwasaki, T. Sasaki, T. Oka *et al.*, « Effect of working hours on biological functions related to cardiovascular system among salesmen in a machinery manufacturing company », *Industrial Health*, 36, 1998, p. 361-367.
38. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: Results from the national comorbidity survey », *Archives of General Psychiatry*, 519(1), 1994, p. 8-19.
39. American Psychiatric Association, *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 3^e édition révisée, Washington, D.C., American Psychiatric Association, 1987.
40. Santé et bien-être social Canada, *Niveaux de poids associés à la santé : Lignes directrices canadiennes* (n° H39-134/1988F au catalogue) Ottawa, Approvisionnement et Services Canada, 1988.
41. B.A. Reeder, A. Angel, M. Ledoux *et al.*, « Obesity and its relation to cardiovascular disease risk factors in Canadian adults », *Canadian Medical Association Journal*, 146(11), 1992, p. 2009-2019.
42. J. Gilmour, « L'indice de masse corporelle et la santé », *Rapports sur la santé*, 11(1), 1999, p. 33-47 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
43. S.M.A. Hameed, « Four day, 32 hour work week: Analysis and prospects », dans *Three or Four Work Day Work Week*, p. 5-30, publié sous la direction de S.M.A. Hameed et G.S. Paul, Faculty of Business Administration, The University of Alberta, Edmonton, 1974.

Annexe

Tableau A
Membres du panel longitudinal âgés de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, selon le sexe, Canada, territoires non compris

	Hommes	Femmes
Total	2 181	1 649
Profession		
Col blanc	728	723
Travail de bureau/ventes/services	412	714
Col bleu	954	133
Données non disponibles	87	79
Travail autonome		
Oui	392	147
Non	1 789	1 502
Travail par postes		
Oui	508	248
Non	1 673	1 401
Cumul d'emplois		
Oui	139	98
Non	2 042	1 551
Fortes tensions et contraintes au travail		
Oui	365	485
Non	1 696	1 070
Données non disponibles	120	94
Forte menace de perdre son emploi		
Oui	594	466
Non	1 467	1 089
Données non disponibles	120	94
Faible soutien de la part des surveillants		
Oui	357	258
Non	1 704	1 297
Données non disponibles	120	94
Âge		
25 à 34 ans	754	622
35 à 44 ans	799	619
45 à 54 ans	628	408
Niveau de scolarité		
Diplôme d'études secondaires ou moins	735	426
Certaines études postsecondaires	521	446
Diplôme d'études postsecondaires	921	775
Données non disponibles	4	2
État matrimonial		
Marié(e)	1 574	1 056
Jamais marié(e)	391	302
Marié(e) antérieurement	216	290
Données non disponibles	--	1
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage		
Oui	775	557
Non	1 406	1 092
Revenu du ménage		
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	590	487
Moyen-supérieur	1 039	794
Supérieur	458	324
Données non disponibles	94	44

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

Nota : Comprend uniquement les membres du panel longitudinal pour lesquels on possède des renseignements non recueillis par procuration en 1994-1995 et en 1996-1997.

-- Néant

Tableau B

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la probabilité d'un épisode dépressif majeur en 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Longues heures de travail†	0,6	0,3- 1,3	2,2*	1,1- 4,4
Col blanc†	0,5	0,2- 1,4	1,6	0,8- 3,1
Travail autonome†	--	...	0,2	0,0- 3,2
Travail par postes†	0,7	0,3- 1,6	2,3	0,9- 6,0
Cumul d'emplois†	--	...	--	...
Stress au travail				
Fortes contraintes et tensions†	3,3*	1,3- 8,5	2,1*	1,1- 4,0
Forte menace de perdre son emploi†	1,6	0,7- 4,1	1,0	0,5- 1,9
Faible soutien de la part des surveillants†	0,6	0,0- 26,5	1,4	0,7- 2,9
Âge				
25 à 34 ans‡	1,0	...	1,0	...
35 à 44 ans	1,0	0,3- 2,7	0,8	0,4- 1,6
45 à 54 ans	0,9	0,2- 3,1	0,9	0,3- 2,5
Marié(e)†	0,8	0,2- 2,6	0,9	0,4- 2,1
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage†	2,6	0,8- 8,0	1,4	0,6- 3,3
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins‡	1,0	...	1,0	...
Certaines études postsecondaires	0,5	0,1- 1,7	0,3*	0,1- 0,8
Diplôme d'études postsecondaires	0,5	0,2- 1,2	0,5	0,3- 1,0
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,2*	0,0- 0,7	1,8	0,6- 5,3
Moyen-supérieur	0,3*	0,1- 0,9	1,7	0,7- 4,3
Supérieur‡	1,0	...	1,0	...

Source des données : Cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé
Nota : Fondé sur 2 151 hommes et 1 632 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 46 hommes et 75 femmes ont été classés dans la catégorie des personnes ayant vécu un épisode dépressif majeur durant l'année de référence 1996-1997. On a inclus au modèle une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, on ne présente pas les rapports de cotes pour ces catégories. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

† La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour les longues heures de travail est la catégorie des heures normales de travail.

‡ Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0

-- L'échantillon contenait un nombre très faible de personnes ayant vécu un épisode dépressif majeur pour certaines variables des modèles, à savoir le travail autonome chez les hommes (4), le cumul d'emplois chez les hommes (4) et le cumul d'emploi chez les femmes (5). Comme les faibles dénombrements rendaient les modèles de régression instables, ces variables ont été supprimées des modèles. Les conclusions de l'analyse demeurent sensiblement les mêmes, que ces variables soient ou non incluses dans les modèles.

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau C

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à une prise de poids nuisible à la santé entre 1994-1995 et 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Heures de travail (1994-1995 à 1996-1997)				
Normales - normales†	1,0	...	1,0	...
Normales - longues	2,2*	1,2- 4,0	0,8	0,3- 2,2
Normales - réduites	1,5	0,7- 3,4	0,6	0,2- 1,3
Longues - longues	1,3	0,8- 2,1	0,9	0,4- 1,9
Longues - réduites	1,2	0,6- 2,1	0,5	0,2- 1,1
Profession				
Col blanc†	0,7	0,4- 1,0	0,7	0,4- 1,2
Travail autonome†	1,0	0,6- 1,7	0,8	0,3- 2,1
Travail par postes†	1,3	0,8- 1,9	1,6	0,9- 3,1
Cumul d'emplois†	1,0	0,5- 1,9	1,7	0,6- 4,7
Stress au travail				
Fortes tensions et contraintes au travail†	1,0	0,6- 1,7	1,8*	1,0- 3,2
Forte menace de perdre son emploi†	1,3	0,8- 1,9	0,9	0,5- 1,5
Faible soutien de la part des surveillants†	0,9	0,6- 1,5	1,1	0,6- 2,3
Âge				
25 à 34 ans‡	1,0	...	1,0	...
35 à 44 ans	1,1	0,8- 1,7	0,9	0,5- 1,6
45 à 54 ans	0,8	0,5- 1,2	0,6	0,3- 1,3
Marié(e)†	0,6	0,4- 1,0	0,9	0,5- 1,5
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage†	0,8	0,5- 1,2	0,9	0,5- 1,7
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins†	1,0	...	1,0	...
Certaines études postsecondaires	0,8	0,5- 1,3	0,7	0,3- 1,3
Diplôme d'études postsecondaires	1,0	0,6- 1,5	0,9	0,4- 1,8
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,8	0,4- 1,5	2,0	0,8- 4,6
Moyen-supérieur	1,0	0,6- 1,6	1,2	0,6- 2,6
Supérieur†	1,0	...	1,0	...
Fume tous les jours (1996-1997)†	0,7	0,4- 1,1	0,6	0,3- 1,2

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

Notes : Fondé sur 2 134 hommes et 1 512 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 228 hommes et 144 femmes ont été classés dans la catégorie des personnes ayant subi une prise de poids nuisible à la santé entre les années de référence. On a créé une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes n'est pas présenté pour ces catégories. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour le travail autonome est le travail rémunéré.

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau D

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à une augmentation de la consommation quotidienne de cigarettes entre 1994-1995 et 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Heures de travail (1994-1995 - 1996-1997)				
Longues - longues	1,1	0,6- 2,0	1,0	0,3- 2,9
Normales - longues	2,2*	1,1- 4,5	4,1*	1,4- 11,6
Longues - réduites	1,2	0,6- 2,3	1,7	0,8- 4,0
Normales - réduites	1,7	0,7- 4,2	1,3	0,6- 2,8
Normales - normales†	1,0	...	1,0	...
Profession				
Col blanc†	0,6	0,3- 1,0	0,4*	0,2- 0,8
Travail autonome‡	0,5*	0,3- 0,9	0,9	0,3- 2,4
Travail par postes‡	1,0	0,6- 1,9	1,3	0,5- 3,1
Cumul d'emplois‡	1,5	0,6- 3,9	1,2	0,4- 3,8
Stress au travail				
Fortes tensions et contraintes au travail‡	1,0	0,6- 1,7	0,9	0,5- 1,6
Forte menace de perdre son emploi‡	0,7	0,4- 1,1	1,4	0,8- 2,3
Faible soutien de la part des surveillants‡	0,9	0,5- 1,6	1,3	0,7- 2,7
Âge				
25 à 34 ans†	1,0	...	1,0	...
35 à 44 ans	0,7	0,4- 1,2	0,9	0,5- 1,8
45 à 54 ans	0,6	0,3- 1,1	0,9	0,4- 2,1
Marié(e)‡	0,9	0,5- 1,6	0,5*	0,3- 0,9
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage‡				
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins†	1,0	...	1,0	...
Certaines études postsecondaires	1,0	0,6- 1,7	0,5	0,3- 1,1
Diplôme d'études postsecondaires	0,5*	0,3- 0,9	0,4*	0,2- 0,7
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,9	0,5- 1,7	0,6	0,2- 1,4
Moyen-supérieur	0,9	0,5- 1,6	0,7	0,3- 1,6
Supérieur†	1,0	...	1,0	...

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

Nota : Fondé sur 2 156 hommes et 1 637 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 189 hommes et 118 femmes ont augmenté leur consommation quotidienne de cigarettes entre les années de référence. On a créé une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes n'est pas présenté par ces catégories. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour le travail autonome est le travail rémunéré.

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau E

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à une augmentation de la consommation hebdomadaire d'alcool entre 1994-1995 et 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Heures de travail (1994-1995 - 1996-1997)				
Longues - longues	0,9	0,6-1,3	1,5	0,9-2,5
Normales - longues	1,1	0,7-1,7	2,0*	1,1-3,4
Longues - réduites	0,8	0,6-1,3	1,6*	1,0-2,6
Normales - réduites	0,5*	0,3-0,9	1,0	0,6-1,5
Normales - normales†	1,0	...	1,0	...
Profession				
Col blanc†	0,9	0,7-1,2	1,0	0,7-1,4
Travail autonome‡	1,1	0,8-1,5	0,9	0,5-1,7
Travail par postes‡	0,7*	0,5-1,0	0,9	0,6-1,5
Cumul d'emplois‡	1,0	0,6-1,9	0,6	0,3-1,3
Stress au travail				
Fortes tensions et contraintes au travail‡	1,1	0,8-1,6	1,0	0,7-1,4
Forte menace de perdre son emploi‡	0,9	0,7-1,2	1,1	0,7-1,5
Faible soutien de la part des surveillants‡	1,1	0,8-1,6	1,1	0,7-1,7
Âge				
25 à 34 ans†	1,0	...	1,0	...
35 à 44 ans	1,0	0,7-1,3	0,7	0,5-1,0
45 à 54 ans	0,7	0,5-1,0	0,9	0,6-1,4
Marié(e)‡	0,9	0,7-1,3	1,1	0,8-1,5
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage‡				
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins†	1,0	...	1,0	...
Certaines études postsecondaires	0,8	0,6-1,1	1,0	0,7-1,6
Diplôme d'études postsecondaires	0,8	0,6-1,0	1,2	0,7-1,9
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,8	0,5-1,2	1,2	0,7-2,1
Moyen-supérieur	0,9	0,7-1,3	1,2	0,8-1,9
Supérieur†	1,0	...	1,0	...

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

Nota : Fondé sur 2 120 hommes et 1 626 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 696 hommes et 408 femmes ont augmenté leur consommation hebdomadaire d'alcool entre les années de référence. On a créé une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes n'est pas présenté pour ces catégories. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure et (ou) supérieure est égale à 1,0 sont significatifs. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour le travail autonome est le travail rémunéré.

* $p \leq 0,05$

... N'ayant pas lieu de figurer

Tableau F

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à une diminution de l'activité physique entre 1994-1995 et 1996-1997 chez les hommes et les femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes		Femmes	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Heures de travail (1994-1995 - 1996-1997)				
Longues - longues	1,1	0,8-1,4	1,1	0,7-1,7
Normales - longues	1,0	0,7-1,6	1,4	0,8-2,3
Longues - réduites	0,9	0,7-1,3	0,9	0,6-1,4
Normales - réduites	1,2	0,7-1,9	1,0	0,6-1,5
Normales - normales†	1,0	---	1,0	---
Profession				
Col blanc‡	0,9	0,7-1,2	1,0	0,7-1,4
Travail autonome‡	1,1	0,8-1,5	1,1	0,7-1,9
Travail par postes‡	1,0	0,7-1,2	0,9	0,6-1,4
Cumul d'emplois‡	0,9	0,6-1,5	1,0	0,5-1,8
Stress au travail				
Fortes tensions et contraintes au travail‡	1,0	0,7-1,4	0,8	0,6-1,2
Forte menace de perdre son emploi‡	1,1	0,8-1,4	0,9	0,7-1,2
Faible soutien de la part des surveillants‡	0,9	0,7-1,3	1,0	0,7-1,5
Âge				
25 à 34 ans†	1,0	---	1,0	---
35 à 44 ans	0,9	0,7-1,2	0,9	0,7-1,3
45 à 54 ans	1,1	0,8-1,4	0,8	0,6-1,2
Marié(e)‡				
1,0	0,7-1,3	0,9	0,6-1,2	
Enfant(s) de moins de 12 ans dans le ménage‡				
1,1	0,8-1,4	1,0	0,7-1,3	
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins†	1,0	---	1,0	---
Certaines études postsecondaires	1,0	0,7-1,3	1,1	0,8-1,7
Diplôme d'études postsecondaires	1,0	0,8-1,4	1,1	0,8-1,6
Revenu du ménage				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,8	0,6-1,2	1,0	0,6-1,5
Moyen-supérieur	1,2	0,9-1,6	0,7	0,5-1,0
Supérieur†	1,0	---	1,0	---

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

Nota : Fondé sur 2 153 hommes et 1 635 femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on dispose de renseignements non recueillis par procuration pour 1994-1995 et 1996-1997; 952 hommes et 655 femmes ont réduit leur activité physique entre les années de référence. On a créé une catégorie « données non disponibles » pour les variables de profession, de revenu et de stress au travail afin de maximiser la taille de l'échantillon; cependant, le rapport de cotes n'est pas présenté pour ces catégories. Sauf indication contraire, toutes les caractéristiques sont celles observées en 1994-1995.

† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour le travail autonome est le travail rémunéré.

... N'ayant pas lieu de figurer