

Heures de travail et santé des élèves à temps plein

Gisèle Carrière

Résumé

Objectifs

L'auteure examine les associations entre le nombre d'heures de travail rémunérées et l'usage du tabac, la consommation d'alcool, l'abus occasionnel d'alcool et l'activité physique pendant les temps libres chez les élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans.

Sources des données

Les analyses sont fondées sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2003 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 à 2002-2003.

Techniques d'analyse

Certaines caractéristiques et certains comportements en matière de santé chez les élèves qui travaillent et ceux qui ne travaillent pas ont été comparés. La régression logistique a permis d'examiner les relations entre les heures hebdomadaires moyennes consacrées à l'emploi principal et les comportements en matière de santé, de même que le maintien et la modification de ces comportements, tout en tenant compte de l'effet de certaines variables confusionnelles possibles.

Principaux résultats

Les élèves qui travaillaient ne serait-ce que quelques heures par semaine étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool régulièrement, voire d'abuser de l'alcool à l'occasion, que ceux qui ne travaillaient pas. Les élèves qui travaillaient, peu importe le nombre d'heures, étaient plus susceptibles de devenir des buveurs réguliers dans les deux ans suivant l'entrevue initiale. Plus les heures de travail sont nombreuses, plus les risques de fumer sont élevés. Les élèves qui occupaient un emploi étaient plus susceptibles d'être actifs physiquement dans leurs temps libres. L'influence de l'âge, du revenu du ménage et du lieu de résidence (région rurale ou urbaine) a été prise en compte.

Mots-clés

Adolescent, consommation d'alcool, emploi, enquêtes sur la santé, études longitudinales, activité physique, usage du tabac.

Auteure

Gisèle Carrière (604-666-5907; Gisèle.Carrière@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada. Elle est rattachée au Bureau de la région de l'Ouest et des territoires du Nord, Vancouver, Colombie-Britannique.

Beaucoup d'élèves d'école secondaire ont un emploi d'été. Certains choisissent même d'occuper un emploi rémunéré durant l'année scolaire. De plus en plus, l'emploi rémunéré peut devenir essentiel au financement des études postsecondaires^{1,2}. Le salaire touché présente certes un attrait pour de nombreuses raisons, mais le travail à l'adolescence offre aussi d'autres avantages. Par exemple, l'expérience de travail peut faciliter l'intégration au marché du travail à la fin des études. Les adolescents qui travaillent sont en mesure d'assumer davantage de responsabilités et peuvent éprouver un sentiment accru d'indépendance et avoir une meilleure estime de soi³. Ils sont aussi plus susceptibles de participer à des activités utiles dans leur milieu⁴.

Les adolescents qui allient études et travail n'en tirent cependant pas que des avantages. Une récente étude a ainsi révélé une association négative entre de nombreuses heures de travail et des facteurs relatifs à la santé comme l'activité physique pendant les temps libres⁵. Les recherches

témoignent en outre régulièrement de taux plus élevés d'usage de certaines substances, notamment le tabac et l'alcool, chez les élèves adolescents qui travaillent comparativement à ceux qui ne travaillent pas⁶⁻⁸.

Certaines études ont avant tout porté sur les liens entre le nombre d'heures travaillées et certains comportements en matière de santé. Toutefois, plusieurs inconnues demeurent quant à la nature de ces associations. Ainsi, l'abus d'alcool ou d'autres

Sources des données

Le présent article est fondé sur des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2003 (ESCC, cycle 2.1). Il repose aussi sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 à 2002-2003 (ENSP, cycles 1 à 5). Il s'agit dans les deux cas d'enquêtes générales sur la santé qui portent sur de nombreux sujets.

L'ESCC porte sur la population à domicile de 12 ans et plus dans toutes les provinces et les territoires, sauf les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. Le cycle 2.1 s'est déroulé entre les mois de janvier et de décembre 2003. Le taux de réponse a été de 80,6 %, ce qui a donné un échantillon de 135 573 personnes. Le plan d'échantillonnage de l'ESCC est décrit de façon plus détaillée dans un article paru antérieurement⁹.

L'analyse transversale a commencé avec un sous-ensemble initial de 5 485 participants âgés de 15 à 17 ans qui étaient des élèves à temps plein et qui avaient fait un travail rémunéré dans les 12 mois avant l'interview. Un certain nombre de personnes (154) ont été exclues de l'analyse puisqu'il n'y avait pas assez de renseignements permettant de déterminer le nombre moyen d'heures travaillées par semaine dans le contexte de leur emploi principal. Par conséquent, l'échantillon se composait de 5 331 personnes (2 697 garçons et 2 634 filles).

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), menée tous les deux ans, porte tant sur la population à domicile que sur les résidents des établissements dans toutes les provinces et les territoires. Elle ne couvre toutefois pas les résidents des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. L'ENSP comporte à la fois un volet longitudinal et un volet transversal; à partir de 2000-2001 (cycle 4), l'ENSP est devenue strictement longitudinale.

Les données de l'ENSP de 1994-1995 (cycle 1) ont été recueillies au moyen de deux questionnaires : un questionnaire général et un questionnaire sur la santé. Dans le premier cas, des renseignements sociodémographiques et certains renseignements de base sur la santé de tous les membres des ménages échantillonnés ont été

recueillis auprès d'un membre bien renseigné du ménage. Le questionnaire sur la santé a quant à lui permis de recueillir des renseignements supplémentaires détaillés sur la santé de la personne sélectionnée au hasard.

En 1994-1995, l'ENSP a recueilli des renseignements auprès de 20 725 ménages. Le taux de réponse a été de 88,7 %. Le taux de réponse au questionnaire sur la santé pour les participants choisis au hasard a été de 96,1 %, soit 17 276 personnes, qui ont ensuite constitué la base du panel longitudinal. Les taux de réponse pour le panel longitudinal lors des cycles ultérieurs ont été de 92,8 % en 1996-1997, de 88,2 % en 1998-1999, de 84,8 % en 2000-2001, et de 80,6 % en 2002-2003. Des articles parus antérieurement offrent des descriptions plus détaillées du plan d'échantillonnage, de l'échantillon et des modalités d'entrevue de l'ENSP^{10,11}.

La présente analyse repose sur l'utilisation du fichier longitudinal carré de l'ENSP de 2002-2003 (cycle 5), duquel a été constitué un fichier de participants tirés de quatre cycles différents. Ce fichier préliminaire comprenait tous les participants qui avaient atteint l'âge de 15, 16 ou 17 ans lors des cycles 1, 2, 3 ou 4, et qui avaient aussi franchi deux cycles consécutifs d'enquête. Les mêmes critères en matière de scolarité et d'emploi qui avaient servi pour l'échantillon de l'ESCC ont servi pour ce fichier de l'ENSP. Le fichier analytique qui en est résulté comprenait au départ quatre groupes mutuellement exclusifs : 467 participants de 15, 16 ou 17 ans du cycle 1; 1 445 participants qui avaient atteint 15, 16 ou 17 ans au moment du cycle 2 et qui n'avaient pas été inclus dans le premier groupe; 404 participants qui avaient atteint 15, 16 ou 17 ans au moment du cycle 3; et 423 participants de 15, 16 ou 17 ans au moment du cycle 4 qui ne faisaient pas partie du premier, du deuxième ou du troisième groupe. Ainsi, au total, 1 739 élèves à temps plein ont indiqué s'ils avaient travaillé ou non contre rémunération au cours des 12 mois précédents. De ceux-ci, 141 ont été exclus parce qu'il n'y avait pas assez de renseignements pour déterminer le nombre moyen d'heures travaillées hebdomadairement. Le fichier analytique définitif comprenait 1 598 élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans.

drogues chez les adolescents serait vraisemblablement plus élevé au-delà d'un seuil de 15 à 20 heures de travail par semaine¹². D'autres études ont observé une croissance plus constante du lien entre la probabilité de consommation d'alcool ou d'autres drogues et le nombre d'heures travaillées⁷. Les élèves qui travaillent plus de 20 heures par semaine ont souvent aussi moins d'intérêt pour l'école, sont plus autonomes par rapport à leurs parents et consomment plus d'alcool⁹. Or, les mécanismes qui sous-tendent ces associations ne sont toutefois pas tous élucidés.

Le présent article met en parallèle plusieurs comportements en matière de santé parmi les élèves à temps plein de 15 à 17 ans — usage du tabac, consommation régulière d'alcool, abus occasionnel d'alcool et activité physique pendant les temps libres — et les heures travaillées hebdomadairement dans le contexte d'un emploi rémunéré (voir *Les élèves qui travaillent* et *Définitions*). L'analyse tient compte de l'effet de facteurs socioéconomiques comme le revenu du ménage, mais aussi du lieu de résidence (région rurale ou urbaine), étant donné que des études récentes ont laissé entendre que l'usage du tabac et la consommation d'alcool diffèrent chez les jeunes selon qu'ils habitent en région rurale ou urbaine¹³. Les estimations sont fondées sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2003 (voir *Sources des données, Techniques d'analyse et Limites*). Les données longitudinales de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ont permis de faire le suivi des élèves au fil des années pour déterminer si le nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées avait un lien avec des changements ultérieurs dans les comportements en matière de santé.

La plupart des élèves ont travaillé

En 2003, environ 63 % des élèves d'école secondaire à temps plein âgés de 15 à 17 ans ont travaillé contre rémunération dans le contexte d'un emploi à temps partiel ou à temps plein au cours des 12 mois précédents (tableau 1). Les adolescents plus âgés dans ce groupe d'âge étaient plus susceptibles d'avoir

travaillé, tout comme ceux qui faisaient partie de ménages ayant un revenu plus élevé ou qui vivaient dans les régions rurales.

Le tiers de ces élèves (30 %) ont consacré en moyenne cinq heures ou moins à leur emploi principal au cours d'une semaine typique, mais certains (5 %, soit environ 52 000) y ont consacré plus de 20 heures en moyenne, le plus souvent des garçons plutôt que des filles.

Le travail selon un horaire fixe était courant, surtout chez les garçons (tableau 2). Cela signifie qu'ils ont travaillé selon des postes réguliers de jour, de soir ou de nuit. Les horaires de travail irréguliers, y compris le travail sur appel, étaient plus fréquents

Tableau 1
Répartition en pourcentage des heures hebdomadaires moyennes consacrées à l'emploi principal au cours des 12 mois précédents, selon certaines caractéristiques, élèves à temps plein de 15 à 17 ans, population à domicile, Canada, 2003

	Heures hebdomadaires moyennes					
	0 (sans emploi)	≤ 5	> 5 à ≤ 10	> 10 à ≤ 15	> 15 à ≤ 20	> 20
	%					
Total	37	30	14	8	6	5
Sexe						
Filles [†]	37	30	14	8	6	4 ^E
Garçons	37	30	13	8	6	6*
Âge						
15 ans [†]	53	32	7	4	2 ^E	1 ^E
16 ans	33*	30	18*	8*	6*	5*
17 ans	20*	27*	18*	13*	11*	10*
Revenu du ménage						
Inférieur/moyen-inférieur [†]	47	29	9 ^E	x	F	F
Moyen	35*	30	17*	6 ^E	6 ^E	6 ^E
Moyen-supérieur/supérieur	34*	31	15*	9*	6	5
Données manquantes	40	30	13	8*	5	5 ^E
Lieu de résidence						
Région rurale [†]	28	33	17	8	8	6
Région urbaine	39*	30	13*	8	5*	5

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Les données ayant été arrondies, la somme des chiffres peut ne pas correspondre au total indiqué.

† Groupe de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe de référence ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

^F Coefficient de variation supérieur à 33,3 % (supprimé en raison de l'extrême variabilité de l'échantillonnage).

^x Confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique.

Les élèves qui travaillent

Dans la présente analyse, on entend par *élèves à temps plein* les jeunes de 15, 16 ou 17 ans qui étaient inscrits à temps plein dans un établissement d'enseignement et n'avaient pas terminé leurs études secondaires au moment de l'entrevue. À la fois dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), la situation des élèves à temps plein a été établie au départ au moyen de deux questions : « Fréquentez-vous actuellement une école, un collège ou une université? » et « Êtes-vous inscrit comme étudiant à temps plein ou à temps partiel? » Les renseignements tirés de deux autres questions ont également servi à déterminer l'inclusion dans cet échantillon : « Quelle est l'année la plus élevée de l'école élémentaire ou de l'école secondaire que vous avez terminée? » et « Avez-vous un certificat d'études secondaires? »

La *situation quant à l'emploi* est tirée des réponses aux questions portant sur l'activité sur le marché du travail : « La semaine dernière, avez-vous travaillé à un emploi ou à une entreprise? Veuillez inclure les emplois à temps partiel, le travail saisonnier, le travail à contrat, les emplois autonomes, le gardiennage d'enfants et tout autre travail rémunéré, peu importe le nombre d'heures travaillées. » On a aussi demandé aux participants s'ils avaient travaillé dans un emploi ou dans une entreprise « à un moment quelconque au cours des 12 derniers mois ». À ceux qui avaient travaillé, on a posé la question suivante : « Au cours des 52 dernières semaines, pendant combien de semaines avez-vous travaillé à un emploi ou à une entreprise (inclure les congés payés, les congés de maternité payés et les congés de maladie payés)? » et « Environ combien d'heures par semaine travaillez-vous (ou avez-vous travaillé) habituellement à votre emploi ou à votre entreprise? Si vous travaillez (avez travaillé) habituellement des heures supplémentaires, rémunérées ou non, veuillez les compter. » Les *heures hebdomadaires moyennes* travaillées dans les 12 derniers mois ont été calculées comme suit : nombre d'heures que le participant a déclaré avoir habituellement travaillées hebdomadairement dans son emploi principal multiplié par le nombre déclaré de semaines travaillées dans son emploi principal, divisé par 52 (voir *Limites*).

Le nombre d'heures hebdomadaires moyennes travaillées a été calculé de la même façon pour les participants à l'ENSP qui ont été inclus dans l'étude parce qu'ils répondaient au critère d'âge au moment du cycle 4 (voir *Techniques d'analyse*). Toutefois, pour les participants à l'ENSP qui répondaient au critère d'âge dans les cycles 1, 2 ou 3, le nombre moyen d'heures a été calculé de façon légèrement différente parce que les participants n'ont pas été interrogés directement au sujet du nombre de semaines travaillées. On a calculé la durée du travail en mois en utilisant les dates de début et de fin d'emploi tirées des antécédents d'emploi du

participant. Ce « nombre de mois travaillés » a été multiplié par 4,33 pour obtenir le nombre total de semaines travaillées dans les 12 derniers mois. Le produit du nombre total calculé de semaines travaillées et du nombre typique déclaré d'heures travaillées par semaine a été divisé par 52 pour obtenir le nombre moyen d'heures travaillées hebdomadairement. Les renseignements au sujet des heures travaillées sont fondés sur l'emploi principal des participants s'ils avaient eu plus d'un emploi.

Le nombre moyen calculé d'heures travaillées hebdomadairement a servi à classer les étudiants qui travaillent dans l'une ou l'autre des catégories suivantes :

- 5 heures ou moins (≤ 5)
- plus de 5 mais au plus 10 heures ($> 5 \leq 10$)
- plus de 10 mais au plus 15 heures ($> 10 \leq 15$)
- plus de 15 mais au plus 20 heures ($> 15 \leq 20$)
- plus de 20 heures (> 20)

Pour l'analyse des données de l'ENSP, ceux qui avaient travaillé plus de 10 heures ont été regroupés en raison de la faible taille de l'échantillon du sous-ensemble (tableau A en annexe). Les élèves qui ont déclaré ne pas avoir travaillé contre rémunération dans la dernière année ont été classés dans la catégorie de ceux qui avaient travaillé 0 heure (sans emploi).

L'*horaire typique* a été déterminé d'après les renseignements relatifs aux participants à l'ESCC qui avaient eu un emploi : « Parmi les catégories suivantes, laquelle décrit le mieux les heures que vous travaillez (avez travaillé) habituellement à votre emploi ou à une entreprise? » Voici les catégories de réponse : horaire ou poste de travail régulier de jour; poste régulier de soirée; poste régulier de nuit; poste par roulement; poste fractionné; poste sur appel; horaire irrégulier; autre. Les postes de travail réguliers de jour, de soirée et de nuit ont été groupés dans la catégorie *heures régulières*. Ceux qui avaient travaillé sur appel, selon des postes fractionnés, par roulement ou selon des postes irréguliers, ont été classés dans la catégorie des *heures irrégulières*. Les autres ont été exclus parce qu'on ne savait pas si ces horaires représentaient un horaire typique.

Les élèves qui ont répondu « oui » à la question « Travaillez-vous (avez-vous travaillé) habituellement les fins de semaine dans cet emploi ou cette entreprise? » ont été classés dans la catégorie de ceux qui *travaillent habituellement les fins de semaine*. Pour ceux qui ont répondu « non », on a supposé qu'ils avaient travaillé généralement les jours de semaine. Ces deux catégories ne sont pas mutuellement exclusives, c'est-à-dire que certains qui ont répondu « oui » peuvent avoir travaillé « habituellement » les fins de semaine et les jours de semaine. Ces données ne sont pas assez précises pour qu'on puisse faire une ventilation plus détaillée des horaires pour l'emploi principal des élèves.

Tableau 2
Répartition en pourcentage de certaines caractéristiques, selon l'horaire typique de l'emploi principal et le pourcentage de ceux qui travaillent les fins de semaine, élèves à temps plein de 15 à 17 ans ayant un emploi, population à domicile, Canada, 2003

	Horaire typique		
	Régulier [†]	Irrégulier [‡]	Fins de semaine
	%		%
Total	69	31	76
Sexe			
Filles [§]	66	34	78
Garçons	71*	29*	73*
Âge			
15 ans [§]	68	32	69
16 ans	69	31	76*
17 ans	70	30	81*
Revenu du ménage			
Inférieur/moyen-inférieur [§]	72	28	77
Moyen	71	29	77
Moyen-supérieur/supérieur	68	32	75
Données manquantes	68	32	76
Lieu de résidence			
Région rurale [§]	68	32	79
Région urbaine	69	31	75*

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

[†] Poste régulier le jour, le soir, la nuit.

[‡] Poste irrégulier ou sur appel.

[§] Groupe de référence.

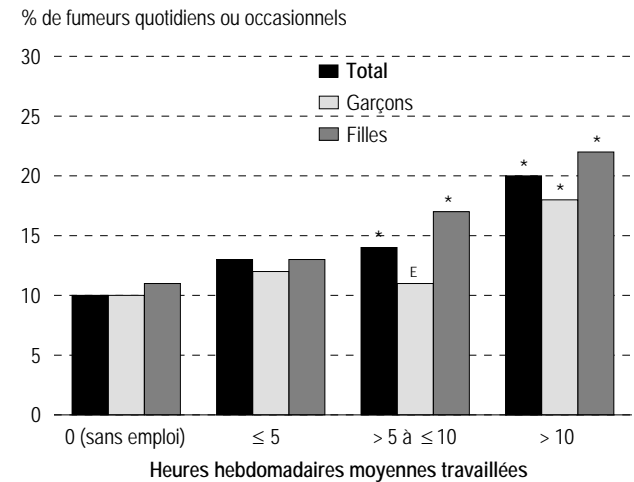
* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe de référence ($p < 0,05$).

chez les filles. Bien sûr, environ les trois quarts des élèves à temps plein qui avaient un emploi ont travaillé les fins de semaine. Certains peuvent habituellement avoir travaillé à la fois les fins de semaine et les jours de semaine, ou les jours de semaine seulement, mais il a été impossible de faire la distinction entre ces horaires, car l'information est tirée d'une question visant expressément à déterminer si les élèves avaient travaillé la fin de semaine.

Le travail est lié à l'usage du tabac...

Comparativement aux élèves d'école secondaire qui n'avaient pas un emploi, ceux qui travaillaient en moyenne plus de cinq heures par semaine étaient plus susceptibles de déclarer qu'ils fumaient soit tous les jours, soit occasionnellement (graphique 1). Environ le cinquième des élèves qui travaillaient plus

Graphique 1
Pourcentage des élèves à temps plein de 15 à 17 ans qui ont déclaré fumer tous les jours ou à l'occasion, selon le nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées au cours des 12 mois précédents, population à domicile, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Selon un échantillon de 5 331 élèves à temps plein de 15 à 17 ans (2 697 garçons et 2 634 filles).

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le même groupe dans « sans emploi » ($p < 0,05$).

E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

de 10 heures par semaine étaient des fumeurs.

Bien sûr, la relation entre le fait de travailler et de fumer peut s'expliquer en partie par l'âge, car l'un et l'autre deviennent plus courants à mesure que les jeunes avancent dans leur adolescence. Mais même dans les cas où l'âge, le lieu de résidence (région rurale ou urbaine) et le revenu du ménage sont pris en compte au moyen de l'analyse de régression logistique multiple, les élèves qui ont travaillé plus de 10 heures et jusqu'à 15 heures, ou plus de 20 heures par semaine, avaient une cote exprimant la possibilité d'être des fumeurs deux fois plus élevée que les élèves qui n'avaient pas d'emploi (tableau 3). (Le rapport de cotes pour ceux qui ont travaillé de 15 à 20 heures par semaine était élevé, mais il n'était pas significatif sur le plan statistique [$p = -0,052$] en raison de la faible taille de l'échantillon.) Ces constatations diffèrent de celles d'une étude antérieure selon laquelle l'âge atténue la relation entre le nombre d'heures travaillées et l'usage du tabac¹⁴.

Techniques d'analyse

Les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ont été pondérées pour représenter la population à domicile dans les provinces et les territoires en 2003. Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) ont été pondérées pour représenter la population à domicile dans les provinces en 1994-1995.

Des statistiques descriptives fondées sur les données de l'ESCC pour les élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans ont servi à établir la proportion d'élèves dans chaque catégorie du nombre d'heures moyen travaillées hebdomadairement, selon les caractéristiques sociodémographiques des élèves. Les élèves qui n'avaient pas travaillé contre rémunération ont été classés dans la catégorie de ceux qui avaient travaillé 0 heure par semaine (sans emploi). Les données de l'ESCC ont également servi à établir les caractéristiques de l'emploi selon les caractéristiques sociodémographiques des ménages. Ces données ont permis de produire des statistiques descriptives sous forme de totalisations croisées de la prévalence des comportements en matière de santé selon le nombre moyen d'heures travaillées hebdomadairement dans les 12 mois précédents, et selon que l'élève était un garçon ou une fille.

Au moyen de l'analyse de régression logistique, les rapports de cotes ont été calculés pour examiner les associations entre les heures travaillées et la modification des comportements en matière de santé déclarés lors de l'ENSP. Les facteurs sociodémographiques censément associés aux comportements en matière de santé ont été inclus dans les modèles de régression en tant que variables de contrôle. Toutes les variables utilisées dans les modèles ont été dichotomisées. Le cas de référence pour les modèles de régression était une fille âgée de 15 ans dont le revenu annuel total du ménage se situait dans la catégorie « inférieur/moyen-inférieur », qui n'avait pas d'emploi (0 heure de travail) et, pour l'ESCC seulement, qui vivait en région rurale.

Les analyses préliminaires des données de l'ESCC comprenaient des termes d'interaction entre l'âge et le sexe dans les modèles de régression logistique. Toutefois, les rapports de cotes n'étaient pas significatifs (données non présentées), de sorte que ces termes d'interaction ont été exclus dans les modèles définitifs.

Le fichier longitudinal de l'ENSP a servi à examiner la relation entre la situation quant à l'emploi et la modification des

comportements en matière de santé entre l'année de référence (1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 ou 2000-2001, selon l'année où l'élève a atteint l'âge de 15, 16 ou 17 ans) et environ deux années plus tard. La situation quant à l'emploi et d'autres caractéristiques des participants utilisées dans les régressions logistiques pour l'ENSP ont été celles qui ont été déclarées au début de la période de deux années; ces caractéristiques ont en outre été considérées comme étant restées constantes au cours des deux années. L'analyse a en outre tenu compte de la possibilité qu'il y ait des différences entre les deux conditions de l'étude (ceux qui n'avaient pas travaillé et ceux qui avaient travaillé pendant un certain nombre d'heures) dans la durée moyenne entre l'entrevue de référence et la deuxième entrevue dans le cycle ultérieur de l'enquête. Le délai écoulé entre les entrevues variait entre 455 jours et 1 005 jours parmi les élèves qui ont travaillé pendant un certain nombre d'heures (moyenne estimative de 728 jours; erreur type de 2,38), et entre 463 jours et 1 008 jours parmi les élèves qui n'ont pas travaillé (moyenne estimative de 729 jours; erreur type de 2,63); les moyennes estimatives respectives ne présentaient pas de différences statistiquement significatives ($p < 0,05$).

L'un des buts de cette analyse était de déterminer s'il y a un seuil du nombre moyen d'heures hebdomadaires de travail au-delà duquel certains comportements en matière de santé sont plus susceptibles de se produire. Ainsi, au moyen de caractéristiques bien définies, l'analyse a eu recours à des modèles illustrant les changements de la probabilité des comportements en matière de santé à mesure que le nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées augmentait. Le graphique A en annexe illustre les résultats de quatre modèles semblables pour les jeunes ayant les caractéristiques suivantes : fille, âgée de 15 ans, revenu du ménage inférieur/moyen-inférieur, habitant en milieu rural.

Pour tenir compte des effets du plan de sondage, la méthode du *bootstrap* a servi au calcul des variances d'échantillonnage pour toutes les estimations de prévalence déclarées et au calcul des différences entre elles. Cette méthode a en outre été appliquée au calcul des intervalles de confiance des rapports de cotes et au calcul de la covariance des coefficients estimatifs utilisés dans les tests de différence¹⁵⁻¹⁷. Le niveau de signification a été fixé à $p < 0,05$.

Tableau 3

Rapports de cotes corrigés pour les comportements en matière de santé chez les élèves à temps plein de 15 à 17 ans, selon les heures hebdomadaires moyennes consacrées à l'emploi principal au cours des 12 mois précédents et selon certaines caractéristiques, population à domicile, Canada, 2003

	Usage du tabac quotidien ou occasionnel		Consommation régulière d'alcool		Abus occasionnel d'alcool		Activité physique dans les temps libres	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Heures hebdomadaires moyennes								
0 (sans emploi) [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
≤ 5	1,2	0,9- 1,5	1,5*	1,2- 1,8	1,3	0,9- 1,8	1,4*	1,1- 1,7
> 5 à ≤ 10	1,2	0,9- 1,6	2,0*	1,5- 2,6	1,9*	1,3- 2,8	1,8*	1,4- 2,3
> 10 à ≤ 15	1,8*	1,2- 2,7	2,4*	1,7- 3,3	2,9*	1,8- 4,5	1,9*	1,4- 2,6
> 15 à ≤ 20	1,6	1,0- 2,4	2,3*	1,6- 3,3	2,2*	1,4- 3,5	2,6*	1,8- 3,7
> 20	1,8*	1,2- 2,9	2,6*	1,7- 3,9	2,6*	1,5- 4,3	1,7*	1,1- 2,4
Âge								
15 ans [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
16 ans	1,2	0,9- 1,6	1,7*	1,3- 2,1	2,2*	1,6- 3,0	0,9	0,7- 1,1
17 ans	1,8*	1,3- 2,4	2,2*	1,8- 2,8	2,4*	1,7- 3,3	0,6*	0,5- 0,8
Sexe								
Filles [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Garçons	0,8	0,7- 1,0	1,3*	1,1- 1,6	1,8*	1,4- 2,2	2,1*	1,8- 2,5
Lieu de résidence								
Région rurale [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Région urbaine	0,7*	0,6- 0,9	0,8*	0,7- 0,9	0,7*	0,6- 0,9	1,2	1,0- 1,4
Revenu du ménage								
Inférieur/moyen-inférieur [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Moyen	0,9	0,5- 1,4	1,2	0,7- 2,0	0,9	0,5- 1,6	0,9	0,6- 1,4
Moyen-supérieur/supérieur	0,6*	0,4- 1,0	1,5	0,9- 2,4	1,0	0,6- 1,7	1,0	0,7- 1,4
Données manquantes	0,8	0,5- 1,1	1,3	0,8- 2,2	0,8	0,5- 1,3	1,0	0,7- 1,4

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Des modèles distincts ont été utilisés pour chaque comportement en matière de santé, en se fondant sur des échantillons respectifs de 5 315, 5 312, 5 300 et 5 205 participants. Les données ayant été arrondies, certains rapports de cotes dont la borne inférieure ou supérieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs.

[†] Groupe de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe de référence ($p < 0,05$).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Il est possible que l'exposition à l'usage du tabac au travail ait joué un rôle; 40 % environ des élèves occupant un emploi ont déclaré que l'usage du tabac était permis à leur lieu de travail avec certaines restrictions, ou qu'il n'y avait pas de restrictions du tout à ce sujet à leur lieu de travail (données non présentées).

... et à la consommation d'alcool

Les élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans ayant un emploi rémunéré étaient plus susceptibles que leurs homologues qui ne travaillaient pas d'avoir consommé de l'alcool régulièrement, peu importe le nombre moyen d'heures travaillées hebdomadairement (graphique 2). Environ la moitié de ceux qui ont travaillé plus de 10 heures par

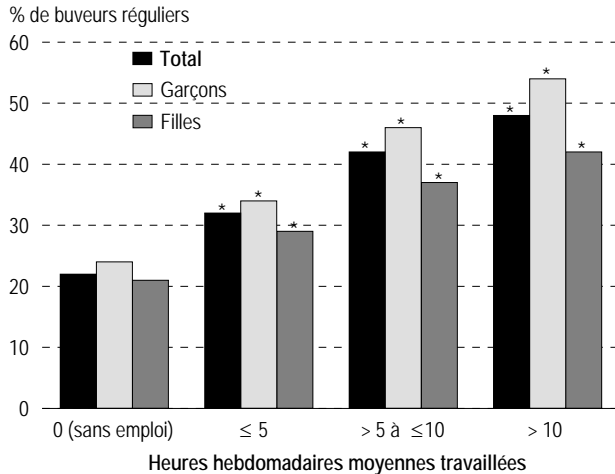
semaine ont déclaré avoir consommé de l'alcool régulièrement, comparativement à environ le cinquième de ceux qui n'avaient pas d'emploi. Or le lien entre le travail et la consommation d'alcool persiste, et ce, même en tenant compte de l'effet de facteurs confusionnels éventuels comme l'âge (tableau 3).

... et à l'abus occasionnel d'alcool

Le fait de travailler était également lié à l'abus occasionnel d'alcool, c'est-à-dire consommer cinq verres ou plus en une seule occasion, 12 fois ou plus au cours de la dernière année. Comparativement aux élèves qui n'ont pas travaillé, même ceux qui ont travaillé quelques heures étaient plus susceptibles d'adopter un tel comportement (graphique 3).

Graphique 2

Pourcentage des élèves à temps plein de 15 à 17 ans qui ont déclaré consommer de l'alcool tous les jours ou à l'occasion, selon le nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées au cours des 12 mois précédents, population à domicile, Canada, 2003



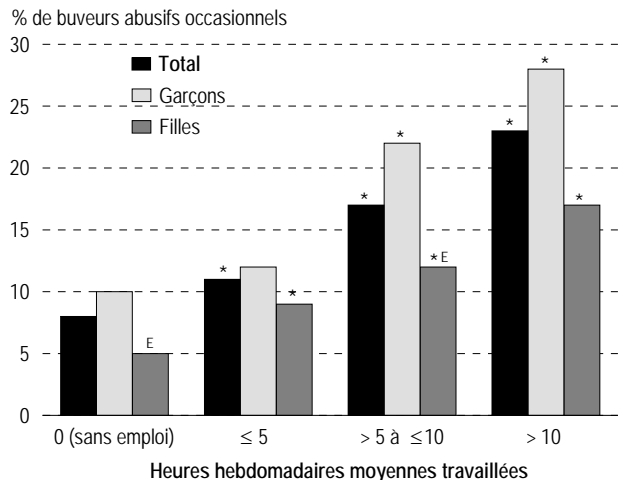
Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Selon un échantillon de 5 331 élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans (2 697 garçons et 2 634 filles).

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le même groupe dans « sans emploi » ($p < 0,05$).

Graphique 3

Pourcentage des élèves à temps plein de 15 à 17 ans qui ont déclaré faire un abus occasionnel d'alcool, selon le nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées au cours des 12 mois précédents, population à domicile, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

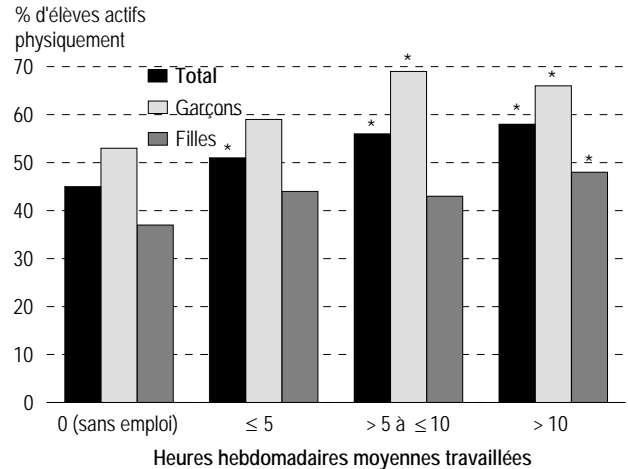
Nota : Selon un échantillon de 5 331 élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans (2 697 garçons et 2 634 filles).

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le même groupe dans « sans emploi » ($p < 0,05$).

^E Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 % (interpréter avec prudence).

Graphique 4

Pourcentage des élèves à temps plein de 15 à 17 ans qui ont déclaré être actifs physiquement dans leurs temps libres, selon le nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées au cours des 12 mois précédents, population à domicile, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Selon un échantillon de 5 331 élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans (2 697 garçons et 2 634 filles).

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le même groupe dans « sans emploi » ($p < 0,05$).

Environ 1 élève sur 10 qui a travaillé cinq heures ou moins a déclaré avoir abusé occasionnellement de l'alcool, et près du quart des élèves qui ont travaillé plus de 10 heures par semaine ont agi de même. Ici encore, les associations persistent même en tenant compte de l'âge et d'autres caractéristiques des élèves (tableau 3).

Reste-t-il du temps pour l'activité physique?

Ce ne sont pas tous les comportements que l'on observe davantage chez les élèves qui travaillent qui influent de façon négative sur la santé. Les garçons qui travaillaient plus de cinq heures par semaine déclaraient généralement plus souvent être actifs physiquement pendant leurs temps libres que ceux qui n'avaient pas d'emploi (graphique 4). Chez les filles, une association favorable entre le nombre d'heures travaillées et l'activité physique n'est apparue que chez celles qui travaillaient en moyenne plus de 10 heures par semaine.

Pour l'ensemble des garçons et des filles, les élèves

qui travaillaient jusqu'à 20 heures par semaine étaient généralement plus actifs physiquement dans leurs temps libres que ceux qui ne travaillaient pas, mais au-delà de 20 heures, la différence n'est pas statistiquement significative (données non présentées).

Les associations entre le travail et l'activité physique dans les temps libres ont persisté pour chaque niveau d'heures travaillées compte tenu également de l'influence de l'âge, du sexe, du revenu du ménage et du lieu de résidence (région rurale ou urbaine) (tableau 3). La cote exprimant la possibilité d'être actif physiquement était presque deux fois plus élevée chez les élèves qui travaillaient cinq

heures et plus par semaine jusqu'à concurrence de 15 heures, et elle était plus du double chez ceux qui travaillaient en moyenne de 15 à 20 heures, comparativement aux élèves qui ne travaillaient pas. Au-delà de 20 heures, la cote exprimant une telle possibilité diminuait, mais elle restait supérieure à celle des non-travailleurs.

Une étude précédente a permis d'observer un taux plus élevé de participation sportive et une plus grande probabilité d'exercices vigoureux chez les adolescents qui travaillaient une à cinq heures par semaine, comparativement à ceux qui ne travaillaient pas du tout¹⁵. L'étude a aussi révélé une association négative avec l'exercice chez les adolescents qui

Limites

Les données utilisées dans le présent article sont fondées sur les réponses fournies par le participant à son propre égard ou à l'égard d'autres personnes. Les réponses n'ont pas été vérifiées par des mesures directes ou des sources indépendantes, de sorte que leur degré d'exactitude est inconnu. Par exemple, les erreurs de remémoration peuvent avoir un effet sur la fréquence déclarée de l'activité physique et il n'y avait pas de sources indépendantes pour confirmer si les personnes qui ont déclaré faire certaines activités l'ont fait effectivement, ou l'ont fait selon la fréquence et la durée qu'elles ont déclarées. Il est également possible que des participants aient donné des réponses socialement souhaitables à des questions au sujet de l'usage du tabac, de la consommation d'alcool, de l'activité physique ou des heures travaillées. On ne sait pas dans quelle mesure les données ont pu être biaisées, ou si la prévalence a été surestimée ou sous-estimée en raison de ces sources possibles d'erreur.

Des élèves ont déclaré avoir occupé plus d'un emploi dans les 12 derniers mois : 163 dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (10 % de l'échantillon pondéré) et 126 dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2 % de l'échantillon pondéré). Seuls les renseignements au sujet de l'emploi principal des participants ont été pris en compte dans le calcul des heures moyennes habituellement travaillées hebdomadairement. Dans le cas de ceux qui ont déclaré plus d'un emploi, il a été impossible de déterminer si une partie des semaines totales travaillées dans d'autres emplois l'ont été concurremment avec les semaines travaillées dans l'emploi principal. Par conséquent, leur nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées peut avoir été sous-estimé.

Les données de l'ENSP ont servi à mesurer les comportements à seulement deux moments dans le temps : les changements qui ont pu se produire avant, pendant ou après la période de deux ans n'ont pu être pris en compte. En outre, seulement les renseignements recueillis dans l'enquête initiale au sujet de caractéristiques sociodémographiques, comme la situation quant à l'emploi des élèves et le nombre d'heures travaillées par semaine, ont été utilisés.

Pour l'ENSP, il est possible que les jeunes qui avaient quitté le foyer entre les cycles de l'enquête aient été plus susceptibles d'être des non-participants et, par conséquent, d'être exclus. En outre, certains jeunes ont été exclus de ces analyses parce qu'ils n'ont pas fourni de renseignements sur le nombre de semaines ou le nombre typique d'heures travaillées par semaine. Pour l'ESCC, 154 enregistrements d'élèves qui travaillent ont été exclus pour cette raison; pour l'ENSP, 141 enregistrements. On ne connaît pas le biais possible découlant de ces genres d'attrition et de ces exclusions, pas plus qu'on ne connaît l'incidence des associations entre l'emploi et la modification des comportements en matière de santé.

Bien que les données longitudinales de l'ENSP établissent une relation temporelle entre l'emploi et les comportements en matière de santé environ deux années plus tard, on ne peut en déduire qu'il y a une relation de cause à effet. On ne peut non plus établir une telle relation au moyen des données transversales de l'ESCC. Les associations pourraient être liées à d'autres facteurs non inclus dans les analyses. Il est impossible de déterminer avec ces données les mécanismes sur lesquels reposent les associations entre le travail ou le nombre d'heures travaillées et les comportements en matière de santé.

Définitions

Dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), le *revenu du ménage* est fondé sur le nombre de personnes dans le ménage et sur le revenu annuel total du ménage tiré de toutes les sources dans les 12 mois précédant l'entrevue. Dans l'analyse de l'ENSP, on a utilisé le revenu du ménage déclaré dans l'année de référence : 1994-1995, 1996-1997, 1998-1999 ou 2000-2001, selon l'année où l'élève a atteint l'âge de 15, 16 ou 17 ans.

Groupe de revenu	Nombre de membres du ménage	Revenu du ménage
Inférieur	1 à 4	Moins de 10 000 \$
	5 ou moins	Moins de 15 000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2	10 000 \$ à 14 999 \$
	3 ou 4	10 000 \$ à 19 999 \$
	5 ou plus	15 000 \$ à 29 999 \$
Moyen	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou 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 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Supérieur	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 ou plus	80 000 \$ et plus

Les revenus des ménages ont été regroupés comme suit : inférieur/moyen/inférieur, moyen, et moyen-supérieur/supérieur. Lorsque les renseignements n'étaient pas disponibles (refus, inconnu), les enregistrements ont été classés dans la catégorie « données manquantes ». Des renseignements sur le revenu personnel des élèves tiré d'un travail n'étaient pas disponibles.

La mesure dans laquelle une personne est *active physiquement* dans ses temps libres a été établie d'après la dépense d'énergie (DE) cumulative totale. La DE cumulative totale est calculée à partir de la fréquence et de la durée déclarées de toutes les activités physiques d'un participant dans ses temps libres au cours des trois mois ayant précédé l'entrevue de l'ESCC ou de l'ENSP, et d'après la demande d'énergie métabolique (valeur DEM) de chaque activité, qui a été établie indépendamment. La DE a été calculée comme suit : nombre de fois qu'un participant a fait une activité sur une période de 12 mois (une période de rappel de trois mois multipliée par quatre) multiplié par la durée moyenne en minutes et le coût en énergie de l'activité (kilocalories dépensées par kilogramme de masse corporelle par heure d'activité). Pour calculer la dépense d'énergie quotidienne de l'activité, l'estimation annuelle a été divisée par 365. Ce calcul a été répété pour toutes les activités déclarées dans les temps libres, et les résultats ainsi obtenus ont été additionnés pour obtenir la dépense d'énergie quotidienne moyenne

totale. Les participants dont la DE dans les temps libres était de 3,0 kcal/kg/jour ou plus ont été considérés comme étant *actifs physiquement*. Une valeur se situant entre 1,5 et 2,9 kcal/kg/jour équivalait à *modérément actif*, et ceux qui se trouvaient en deçà de 1,5 kcal/kg/jour ont été considérés comme étant *inactifs*. L'activité physique à l'école ou en milieu de travail n'est pas comprise.

La catégorie de l'ENSP *a augmenté son activité physique dans ses temps libres* ou *a maintenu son état d'activité* comprenait les participants qui étaient « actifs » ou « modérément actifs » selon les renseignements déclarés au moment de la première entrevue et « actifs » selon les renseignements de la deuxième entrevue deux années plus tard, de même que ceux qui étaient « inactifs » au moment de la première entrevue et soit « modérément actifs », soit « actifs » deux années plus tard.

Les données sur l'usage du tabac proviennent des questions au sujet du comportement actuel et passé. Les *fumeurs quotidiens* ou *occasionnels* sont ceux qui ont déclaré fumer des cigarettes soit tous les jours, soit occasionnellement, au moment de l'entrevue. Les participants à l'ENSP qui étaient dans la catégorie « n'a jamais été fumeur » ou « ancien fumeur » pour le point de référence de l'étude, mais qui ont déclaré deux années plus tard fumer tous les jours ou occasionnellement, ont été considérés comme ayant *commencé à fumer tous les jours ou occasionnellement*.

Dans les deux enquêtes, la question suivante a été posée : « Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous consommé des boissons alcoolisées? » Pour les participants à l'ESCC, les *buveurs réguliers* étaient ceux qui avaient mentionné avoir consommé de l'alcool une fois par mois ou plus. Pour l'analyse de l'ENSP, la mention *a commencé à consommer de l'alcool régulièrement* s'applique aux anciens buveurs qui ne buvaient plus, ou à ceux qui avaient toujours été des abstinentes au moment de la première entrevue, mais qui, au moment de l'enquête environ deux années plus tard, consommaient de l'alcool une fois par mois ou plus.

Pour mesurer l'*abus occasionnel d'alcool*, les participants à l'ESCC devaient préciser combien de fois dans la dernière année ils ont pris cinq verres ou plus en une seule occasion. Ceux qui l'avaient fait 12 fois ou plus ont été considérés comme ayant abusé occasionnellement de l'alcool.

Les participants à l'ESCC ont été classés selon qu'ils étaient des *résidents urbains* ou *ruraux*. Les régions urbaines sont des zones bâties continues avec une concentration de population de 1 000 habitants ou plus et une densité démographique de 400 ou plus par kilomètre carré, selon le Recensement de la population de 1996.

travaillaient plus de cinq heures par semaine¹⁸. Les écarts entre ces résultats et les constatations de la présente analyse peuvent être attribuables aux mesures de l'activité physique. Dans l'ESCC, les participants étaient interrogés spécifiquement sur tout un éventail d'activités physiques et sur le temps consacré à chaque activité pour une période de référence donnée (voir *Définitions*).

Devenir des buveurs réguliers

Comme il est impossible de déterminer, d'après les données transversales de l'ESCC, le moment de l'emploi par rapport aux comportements en matière de santé, il est impossible d'établir des relations temporelles. Les données de l'ENSP peuvent toutefois permettre de déterminer l'évolution ou le maintien des comportements en matière de santé chez les élèves par rapport à leur situation quant à l'emploi environ deux années auparavant (voir *Sources*

des données et Techniques d'analyse).

Même en tenant compte de l'âge et du revenu du ménage, la cote exprimant le risque de devenir des buveurs réguliers dans l'intervalle de deux ans était plus élevée chez les élèves qui avaient travaillé que chez ceux qui n'avaient pas travaillé. Cette relation s'est manifestée dans tous les groupes d'heures travaillées (tableau 4), mais est remarquablement élevée parmi les élèves qui travaillaient en moyenne plus de 10 heures par semaine. Chez ces derniers, la cote exprimant le risque qu'ils deviennent des buveurs réguliers était plus de trois fois plus élevée qu'elle ne l'était chez ceux qui n'avaient pas travaillé deux années auparavant. De plus, la cote exprimant le risque de commencer à consommer régulièrement de l'alcool était plus élevée chez les garçons que chez les filles et, fait peu étonnant, augmentait avec chaque année d'âge supplémentaire.

L'analyse longitudinale n'a par ailleurs révélé

Tableau 4

Rapports de cotes corrigés relatifs à la modification ou au maintien des comportements en matière de santé chez les élèves à temps plein de 15 à 17 ans, selon le nombre moyen d'heures hebdomadaires consacrées à l'emploi principal et selon certaines caractéristiques, population à domicile, Canada, 1994-1995 à 2002-2003

	A commencé à fumer quotidiennement/ occasionnellement		A commencé à consommer de l'alcool régulièrement		A augmenté le temps consacré à l'activité physique/est resté actif	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Heures hebdomadaires moyennes						
0 (sans emploi) [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
≤ 5	0,9	0,6- 1,5	1,9*	1,3- 2,7	1,3	0,9- 1,8
> 5 à ≤ 10	1,0	0,5- 1,8	2,0*	1,1- 3,4	1,1	0,7- 1,7
> 10	1,1	0,6- 2,1	3,1*	1,6- 5,7	1,0	0,7- 1,6
Âge						
15 ans [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
16 ans	1,3	0,9- 2,0	1,6*	1,1- 2,2	0,9	0,7- 1,3
17 ans	1,3	0,8- 2,2	1,7*	1,2- 2,6	0,7*	0,5- 0,9
Sexe						
Filles [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Garçons	1,1	0,7- 1,6	1,5*	1,1- 2,1	1,7*	1,3- 2,3
Revenu du ménage						
Inférieur/moyen-inférieur [†]	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Moyen	1,1	0,6- 2,1	0,8	0,4- 1,4	0,8	0,5- 1,3
Moyen-supérieur/supérieur	1,1	0,6- 2,1	1,2	0,7- 2,1	1,2	0,8- 1,8
Données manquantes	1,2	0,6- 2,5	0,9	0,5- 1,7	0,9	0,6- 1,4

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal carré, 1994-1995 à 2002-2003

Nota : Des modèles distincts ont été utilisés pour chaque comportement en matière de santé, en se fondant sur des échantillons respectifs de 1 231, 1 086 et 1 439 participants.

[†] Groupe de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe de référence ($p < 0,05$).

... N'ayant pas lieu de figurer.

aucune association entre le fait de travailler un certain nombre d'heures par semaine et l'acquisition de l'habitude de fumer ou l'augmentation ou le maintien de l'activité physique.

Conclusion

La présente analyse, fondée sur des données représentatives à l'échelle nationale, révèle que les élèves à temps plein du niveau secondaire qui travaillent contre rémunération sont nettement plus susceptibles de fumer, de boire de l'alcool régulièrement — et beaucoup à l'occasion — que ne le sont leurs collègues qui ne travaillent pas. La persistance de ces associations, même si l'on tient compte de l'effet de l'âge, est conforme aux constatations d'autres études⁶⁻⁸. Des facteurs individuels, comme le fait d'avoir plus d'argent à dépenser, peuvent jouer un rôle. Des facteurs liés au milieu de travail, comme la facilité d'obtenir de l'alcool et du tabac et les contacts avec des collègues

de travail ou des clients qui adoptent ces comportements, peuvent aussi accroître le risque pour les élèves qui travaillent.

Bien que l'usage du tabac et la consommation d'alcool aient été associés au travail dans l'analyse transversale, ces associations ne persistent pas nécessairement. Dans le cas des élèves qui ont été suivis sur une période de deux ans, le travail a été associé à la consommation régulière d'alcool plus tard, mais non avec l'apprentissage de l'usage du tabac.

Les comportements en matière de santé qui sont liés au travail ou à l'augmentation des heures de travail ne sont pas tous nuisibles. Malgré les exigences de l'école et du travail, les élèves qui avaient un emploi — même ceux qui travaillaient en moyenne plus de 20 heures par semaine — étaient plus susceptibles d'être actifs physiquement dans leurs temps libres, comparativement aux élèves qui ne travaillaient pas. ●

Références

1. D. Little, « Financement des universités : pourquoi les étudiants doivent-ils payer davantage ? », *Revue trimestrielle de l'éducation*, 4(2), 1997, p. 10-26 (Statistique Canada, n° 81-003-XPB au catalogue).
2. L. Plager et E. Chen, « La dette étudiante de 1990-91 à 1995-96 : une analyse des données du programme canadien de prêts aux étudiants », *Revue trimestrielle de l'éducation*, 5(4), 1999, p. 10-35 (Statistique Canada, n° 81-003 XPB au catalogue).
3. Commission on Behavioral and Social Sciences and Education, *Protecting Youth at Work: Health, Safety and Development of Working Children and Adolescents in the United States*, publié sous la direction de D.H. Wegman, Washington DC, National Academy Press, 1998, disponible à : <http://www.nap.edu/books/0309064139/html/>, site consulté le 23 août 2004.
4. M.J. Paschall, C.L. Ringwalt et R.L. Flewelling, « Explaining higher levels of alcohol use among working adolescents: an analysis of potential explanatory variables », *Journal of Studies on Alcohol*, 63(2), 2002, p. 169-178.
5. S. Franke, « Travailler pendant ses études : une charge de plus à l'emploi du temps des jeunes », *Tendances sociales canadiennes*, 68, 2003, p. 25-28 (Statistique Canada, n° 11-008-XIF au catalogue).
6. L.T. Wu, W.E. Schlenger et D.M. Galvin, « The relationship between employment and substance use among students aged 12 to 17 », *Journal of Adolescent Health*, 32(1), 2003, p. 5-15.
7. J.G. Bachman et J. Schulenberg, « How part-time work intensity relates to drug use, problem behavior, time use and satisfaction among high school seniors: Are these consequences or merely correlates? », *Developmental Psychology*, 29(2), 1993, p. 200-235.
8. B.J. McMorris et C. Uggen, « Alcohol and employment in the transition to adulthood », *Journal of Health and Social Behavior*, 41(3), 2000, p. 276-294.
9. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
10. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
11. 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. 31-43 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
12. L. Steinberg, S. Fegley et S.M. Dornbusch, « Negative impact of part-time work on adolescent adjustment: Evidence from a longitudinal study », *Developmental Psychology*, 29(2), 1993, p. 171-180.
13. V. Mitura et R. Bollman, « L'état de santé et les comportements des jeunes Canadiens : une comparaison rurale-urbaine », *Bulletin d'analyse – Régions rurales et petites villes du Canada*, 5(3), 2004, p. 1-19 (Statistique Canada, n° 21-006-XIF au catalogue).

14. F.C. Breslin et E.M. Adlaf, « Part-time work and cigarette use among teenagers. Does age moderate this relationship? », *La revue canadienne de santé publique*, 93(5), 2002, p. 356-359.
15. J.N.K. Rao, G.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).
16. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
17. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *American Statistical Association: Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, Maryland, août 1999.
18. D.J. Safron, J.E. Schulenberg et J.G. Bachman, « Part-time work and hurried adolescence: The links among work intensity, social activities, health behaviors and substance use », *Journal of Health and Social Behavior*, 42, 2001, p. 425-449.

Annexe

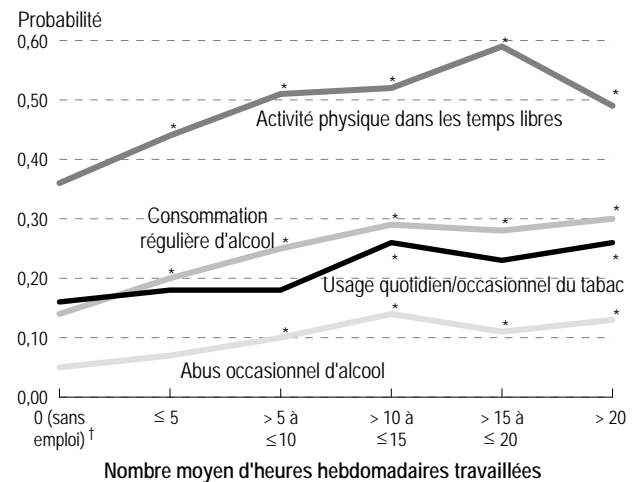
Tableau A
Répartition des élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans, selon certaines caractéristiques observées au point de référence, population à domicile, Canada, 1994-1995 à 2002-2003

	Taille de l'échantillon	Population estimative	
		milliers	%
Total	1 598	3 385	100
Sexe			
Filles	808	1 714	51
Garçons	790	1 671	49
Âge			
15 ans	575	1 190	35
16 ans	579	1 309	39
17 ans	444	886	26
Revenu du ménage			
Inférieur/moyen-inférieur	180	352	10
Moyen	369	806	24
Moyen-supérieur/supérieur	734	1 565	46
Données manquantes	315	662	20
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine au cours des 12 mois précédent			
0 (sans emploi)	722	1 518	45
≤ 5	459	1 003	30
> 5 à ≤ 10	230	496	15
> 10	187	368	11
Usage du tabac/consommation d'alcool au point de référence			
A déjà fumé/n'a jamais fumé	1 237	2 632	78
Ne boit pas régulièrement/n'a jamais consommé d'alcool	1 096	2 324	69
Modification des comportements en matière de santé au moment du suivi			
A commencé à fumer quotidiennement/occasionnellement	219	433	17
A commencé à consommer régulièrement de l'alcool	507	1 106	48
A augmenté le temps consacré à l'activité physique/est resté actif	675	1 455	46

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier longitudinal carré, 1994-1995 à 2002-2003

Nota : Cet échantillon est composé de 1 598 participants de 15 à 17 ans qui étaient des élèves à temps plein et qui n'avaient pas encore obtenu un diplôme d'études secondaires au début de la période de référence initiale et qui avaient déclaré leur situation quant à l'emploi pour les 12 mois précédents.

Graphique A
Probabilités de certains comportements en matière de santé pour des filles élèves à temps plein âgées de 15 ans, vivant dans un ménage à faible revenu en région rurale, en tant que fonction du nombre d'heures travaillées hebdomadairement dans un emploi principal, population à domicile, Canada, 2003



Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2003

Nota : Les modèles sont fondés sur un échantillon de 5 331 élèves à temps plein âgés de 15 à 17 ans. La probabilité de chaque comportement en matière de santé est modélisée pour chaque augmentation de la fourchette d'heures travaillées hebdomadairement.

† Catégorie de référence.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes sans emploi (0 heure) ($p < 0,05$).