



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 296

ISSN : 1205-9161

ISBN : 978-0-662-73565-6

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Différences entre les sexes relativement aux départs volontaires et à l'absentéisme au Canada

par Xuelin Zhang

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Différences entre les sexes relativement aux départs volontaires et à l'absentéisme au Canada

par Xuelin Zhang

11F0019 N° 296
ISSN : 1205-9161
ISBN : 978-0-662-73565-6

Statistique Canada
Analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Février 2007

L'auteur tient à remercier Benoît Dostie et René Morissette pour leurs commentaires et suggestions.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre autorisation de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019MIE, no. 296).

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

Sommaire exécutif.....	5
1. Introduction.....	7
2. Données canadiennes sur les différences entre les sexes en matière de taux de départs.....	9
3. Différences entre les sexes en matière d’absentéisme : les données	12
4. Spécifications des modèles et stratégie d’estimation	15
5. Résultats empiriques.....	18
6. Sommaire et conclusions.....	20
7. Tableaux et figures.....	22
8. Annexes.....	35
Bibliographie.....	37

Résumé

Les femmes sur le marché du travail sont traditionnellement perçues comme étant plus susceptibles de quitter leur emploi, d'être absentes et de prendre plus de jours de congé que les hommes, et cette différence entre les sexes est largement utilisée comme explication importante des disparités salariales entre les sexes et des autres différences entre les hommes et les femmes sur le marché du travail. Dans cette étude, l'auteur était par des données les différences entre les sexes en matière de départs volontaires et d'absentéisme au Canada et tente d'évaluer si ce point de vue traditionnel est encore valable aujourd'hui.

Dans le cadre de cette étude, on a constaté que le comportement des femmes concernant le départ volontaire a énormément changé au cours des 20 dernières années. Bien que le taux de départs permanents des femmes ait été supérieur à celui des hommes au cours des années 1980, il a convergé vers celui des hommes à partir du début des années 1990 et aujourd'hui, il ne semble pas exister de différence importante dans le comportement des femmes et des hommes canadiens à l'égard des départs. Pour ce qui est de l'absentéisme, nous avons constaté que, toutes autres choses étant égales, les hommes et les femmes présentaient une légère différence en ce qui a trait aux congés de maladie payés, mais ne présentaient aucune différence en ce qui a trait aux autres congés payés et aux congés non payés, et la différence à l'égard des congés de maladie payés n'était pas importante : les femmes prenaient seulement un jour de plus que les hommes.

Pris ensemble, ces résultats signifient que, au Canada, les différences actuelles entre les sexes en ce qui a trait aux départs volontaires et à l'absentéisme ne sont pas des facteurs significatifs pour expliquer certaines différences entre les sexes relativement aux résultats sur le marché du travail, notamment les disparités salariales entre les hommes et les femmes.

Mots-clés : taux de départs permanents, taux de départs temporaires, congé payé, congé non payé.

Sommaire exécutif

Les femmes sur le marché du travail sont traditionnellement perçues comme étant plus susceptibles de quitter leur emploi, d'être absentes et de prendre plus de jours de congé que les hommes, et cette différence entre les sexes est largement utilisée comme explication importante des disparités salariales entre les sexes et des autres différences entre les hommes et les femmes sur le marché du travail. Dans cette étude, l'auteur étaye par des données les différences entre les sexes en matière de départs volontaires et d'absentéisme au Canada et tente d'évaluer si ce point de vue traditionnel est encore valable aujourd'hui.

Une des particularités de cette étude est que l'auteur examine les départs permanents et temporaires séparément. Plus particulièrement, il tâche de voir si les femmes remplacent les départs permanents par des départs temporaires. La coutume selon laquelle les femmes se retireraient complètement de la population active lorsqu'elles se mariaient ou avaient des enfants peut avoir depuis longtemps disparu, mais les femmes peuvent encore interrompre leur carrière pour une courte ou une longue période lors de la naissance d'un enfant. Par conséquent, la substitution entre les départs permanents et temporaires peut révéler des changements de comportement chez les femmes à l'égard du mariage, de la maternité et de l'éducation des enfants.

Un aspect particulier de notre étude sur l'absentéisme est que nous neutralisons les effets fixes d'entreprise. Il est certain que les congés ne sont pas unilatéralement déterminés par les travailleurs. Une demande de congé doit être acceptée par l'employeur ou le directeur. Par conséquent, des caractéristiques non observables telles que le style de gestion, la tradition ou la générosité à l'égard des demandes de congé des travailleurs jouent également un rôle important. Et comme elles ne sont pas directement observables par l'analyste, il est important de neutraliser les effets fixes d'entreprise dans la modélisation de l'absence du travail.

Nous utilisons le Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (FDLMO) pour la période de 1983 à 2003 afin d'examiner les taux de départs annuels des hommes et des femmes au Canada. Le FDLMO est produit par la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail (DAEMT) de Statistique Canada. Il s'agit d'un échantillon aléatoire de 10 % de tous les travailleurs canadiens. Le FDLMO présente l'avantage qu'il constitue un vaste échantillon de tous les travailleurs canadiens et qu'il contient des renseignements exacts en raison de leur nature administrative.

Nous avons utilisé les données de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de Statistique Canada pour examiner les différences entre les sexes en matière d'absentéisme. L'EMTE est une enquête à double volet portant à la fois sur les employeurs et leurs employés. La population cible d'employeurs se compose des emplacements en exploitation au Canada. L'échantillon de milieux de travail de l'EMTE est tiré du Registre des entreprises de Statistique Canada, une liste de toutes les entreprises au Canada. L'échantillon d'employés est tiré de la liste des employés fournie par les milieux de travail sondés. La population cible est constituée de tous les employés des milieux de travail sélectionnés.

Les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre nous ont permis de constater que les taux de départs permanents des travailleurs canadiens ont atteint un sommet à la fin des années 1980 et que les taux de départs permanents des hommes et des femmes ont convergé depuis le début des années 1990. Cette convergence n'est pas accompagnée d'une divergence de leurs taux de départs temporaires et, par conséquent, rien ne permet de dire que les femmes remplaçaient le départ permanent par le départ temporaire. Lorsqu'on tient compte des départs dus à la grossesse, la tendance convergente des taux de départs permanents des hommes et des femmes demeure intacte.

Nous avons également constaté que les femmes étaient plus susceptibles que les hommes de prendre des congés de maladie payés et qu'elles prenaient aussi plus de jours de congé de maladie payé que les hommes. Cependant, les différences étaient très petites. De plus, nos résultats indiquent qu'il n'y avait pratiquement pas de différences entre les sexes en ce qui a trait à la fréquence et à la durée des autres congés payés et des congés non payés. La seule exception est que les femmes qui avaient un ou plus d'un enfant en bas âge (cinq ans et moins) semblaient prendre plus de jours de congé non payé que les femmes sans jeunes enfants.

Pris ensemble, ces résultats signifient que les différences entre les sexes en ce qui a trait aux taux de départs et à l'absentéisme ne peuvent servir à expliquer les différences entre les sexes quant aux résultats sur le marché du travail, telles que les disparités salariales entre les sexes.

1. Introduction

Les différences entre les sexes relativement aux résultats sur le marché du travail tels que les salaires et l'avancement professionnel sont d'importantes préoccupations pour les décideurs et le public. L'une des explications de ces différences est que les femmes sont plus susceptibles de quitter leur emploi, d'être absentes et de prendre plus de jours de congé que les hommes et, comme ces départs et ces congés sont coûteux pour les employeurs (quand des employés quittent leur emploi, l'employeur doit engager et former de nouveaux employés et quand des employés prennent des congés, l'employeur peut devoir demander à d'autres employés de faire des heures supplémentaires et les payer au taux des heures supplémentaires), l'employeur qui veut réduire ses coûts le plus possible hésite à engager et à former des femmes ainsi qu'à leur donner de l'avancement; il leur paierait aussi un plus faible salaire¹.

Cependant, on constate en général que la participation des femmes au marché du travail est devenue beaucoup plus forte au cours des dernières années, à la fois au Canada et dans les autres pays développés. Il serait donc intéressant de se demander si ce point de vue traditionnel sur le comportement d'abandon du travail et d'absentéisme des femmes est encore valable. Le premier objectif de cette étude est donc d'examiner la différence entre les sexes en ce qui a trait aux taux de départs au Canada. Cet examen des départs se limitera en grande partie à une analyse descriptive, car — comme on le verra bientôt — les taux de départs des femmes canadiennes ont convergé vers ceux des hommes à partir du début des années 1990, et il ne semble pas exister de différence importante dans les taux de départs permanents entre les hommes et les femmes au Canada.

Une des particularités de la présente étude est que l'auteur examine les départs permanents et temporaires séparément. Plus particulièrement, il tâche de voir si les femmes remplacent les départs permanents par des départs temporaires. La coutume selon laquelle les femmes se retiraient complètement de la population active lorsqu'elles se mariaient ou avaient des enfants peut avoir depuis longtemps disparu, mais les femmes peuvent encore interrompre leur carrière pour une courte ou une longue période lors de la naissance d'un enfant. Par exemple, si une femme décide d'avoir plus d'un enfant et si les naissances sont rapprochées ou si elle décide d'avoir un seul enfant, mais d'en prendre soin à plein temps pendant un certain nombre d'années, elle devra interrompre sa carrière pendant une longue période, ce qui signifie un départ permanent. Par contre, si elle décide d'avoir un seul enfant (ou d'avoir quelques enfants au cours d'une longue période) et d'envoyer l'enfant à la garderie, il est probable qu'elle n'aura besoin que d'un court arrêt de travail, peut-être de moins d'un an, ce qui signifie un départ temporaire. Par conséquent, la substitution entre les départs permanents et temporaires peut révéler des changements de comportement chez les femmes à l'égard du mariage, de la maternité et de l'éducation des enfants.

Le deuxième objectif de la présente étude est d'examiner les différences entre les sexes en ce qui a trait à l'absentéisme. Tandis que le départ peut être considéré comme une « solution d'angle » au modèle standard revenu-loisir de l'offre de travail, l'absentéisme peut être considéré comme un rajustement de la quantité d'offre de travail : une personne peut signer un contrat qui n'est pas

1. Par exemple, Lazear et Rosen (1990) indiquent que les femmes peuvent recevoir un plus faible salaire que les hommes même si la distribution de la capacité productive des femmes est identique à celle des hommes.

optimal du point de vue de la quantité et du moment de l'offre de travail et par la suite prendre un certain nombre de congés pour atteindre la quantité optimale de travail qu'elle veut offrir. La présente étude tire parti de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de Statistique Canada, dans laquelle on fait la distinction entre les différents types d'absences du travail, telles que les congés de maladie payés, les autres congés payés et les congés non payés, et qui fournit beaucoup de renseignements à la fois sur les employeurs et les employés^{2,3}.

Un aspect particulier de notre étude sur l'absentéisme est que nous neutralisons les effets fixes d'entreprise. Nous pensons que les caractéristiques non observées des entreprises jouent un rôle important dans la détermination de la fréquence et de la durée des absences du travail. En plus de la législation fédérale et provinciale du travail sur les congés, les dispositions concernant les divers congés sont des points clés des négociations entre les travailleurs (par l'intermédiaire de leurs syndicats) et les employeurs. Ainsi, le fait qu'un travailleur peut ou ne peut pas demander certains congés et le nombre de jours de congé qu'il peut prendre sont des points qui sont directement régis par les conventions collectives entre l'entreprise et les travailleurs. Il est certain que les congés ne sont pas unilatéralement déterminés par les travailleurs. Une demande de congé doit être acceptée par l'employeur ou le directeur. Par conséquent, des caractéristiques non observables telles que le style de gestion, la tradition ou la générosité à l'égard des demandes de congé des travailleurs jouent également un rôle important. Et comme elles ne sont pas directement observables par l'analyste, il est important de neutraliser les effets fixes d'entreprise dans la modélisation de l'absence du travail.

Nous avons constaté qu'il existe une légère différence entre les hommes et les femmes en ce qui a trait aux congés de maladie payés : toutes autres choses étant égales, les femmes n'étaient qu'un peu plus susceptibles que les hommes de prendre des congés de maladie payés et elles n'ont pris qu'un jour de congé de maladie payé de plus que les hommes au cours d'une période de 12 mois. De plus, nous n'avons constaté aucune différence concernant les autres congés payés et les congés non payés. Ces résultats, associés à notre observation que les taux de départs des hommes et des femmes ont convergé depuis le début des années 1990, remettent en question le point de vue traditionnel sur le comportement d'abandon du travail et d'absentéisme des femmes. Ces constatations signifient que certaines différences entre les sexes à l'égard des résultats sur le marché du travail ne peuvent être expliquées par les différences entre les sexes en ce qui a trait aux départs et à l'absentéisme au Canada.

La présente étude est organisée selon le plan suivant. À la section 2, nous présentons des données sur les taux de départs. Nous étudierons les taux de départs permanents et temporaires séparément et nous examinerons comment les départs dus à la grossesse changent les comparaisons entre les hommes et les femmes. La section 3 présente une description des données ainsi que certaines statistiques sur l'absence du travail au Canada. À la section 4, nous examinons brièvement les recherches récentes et présentons notre stratégie empirique. La section 5 présente les résultats empiriques et la section 6, un sommaire et les conclusions. Enfin, en

2. Nous utilisons les termes absence et congé, selon le cas, pour désigner les absences du travail.

3. Frederiksen (2006) renforce l'opinion initialement émise par Barmby et Treble (1991) selon laquelle il est essentiel d'avoir des données sur les employés et sur les employeurs pour établir des modèles d'absentéisme.

annexe, nous examinons les caractéristiques institutionnelles du marché du travail canadien et la façon dont elles peuvent influencer sur la modélisation de l'absence du travail.

2. Données canadiennes sur les différences entre les sexes en matière de taux de départs

Le point de vue traditionnel sur les différences entre les sexes en matière de taux de départs est que les femmes ont des taux de départs plus élevés que les hommes, et ce point de vue est souvent confirmé par des études fondées sur des données antérieures des États-Unis (voir, par exemple, Donohue, 1988). Selon d'autres études, la différence entre les sexes en matière de taux de départs disparaît généralement une fois que les effets d'autres variables telles que l'âge, le salaire, la scolarité et la profession sont neutralisés (Viscusi, 1980, Blau et Kahn, 1981; et Meitzen, 1986). Nous utilisons le Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (FDLMO) pour la période de 1983 à 2003 afin d'examiner les taux de départs annuels des hommes et des femmes au Canada.

Le FDLMO est produit par la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail (DAEMT) de Statistique Canada. Il s'agit d'un échantillon aléatoire de 10 % de tous les travailleurs canadiens construit en intégrant les fichiers des relevés d'emploi de Développement des ressources humaines Canada, les fichiers T1 et T4 de l'Agence du revenu du Canada et le Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE), qui est un fichier longitudinal de toutes les entreprises canadiennes figurant au Registre des entreprises de Statistique Canada. Le FDLMO présente l'avantage qu'il constitue un vaste échantillon de tous les travailleurs canadiens et qu'il contient des renseignements exacts en raison de leur nature administrative⁴.

Dans le FDLMO, les cessations d'emploi sont classées en départs volontaires, mises à pied et autres types de cessation d'emploi selon la raison indiquée dans le Relevé d'emploi. L'utilisation du PALE permet en outre de distinguer les cessations d'emploi permanentes et temporaires. La cessation d'emploi est classée comme permanente si l'employé ne retourne pas chez le même employeur au cours de l'année de la cessation d'emploi ou de l'année suivante. Si l'employé retourne chez le même employeur dans le délai mentionné ci-dessus, il s'agit alors d'une cessation d'emploi temporaire. En appliquant ces définitions aux départs, on peut calculer les taux de départs permanents et temporaires pour les années 1983 à 2002⁵.

Le tableau 1 présente les taux moyens de départs permanents selon l'âge et le sexe. La figure 1 illustre plus clairement l'évolution des taux de départs permanents chez les hommes et les femmes. L'observation la plus frappante est que les taux de départs permanents des hommes et des femmes ont commencé à converger à partir du début des années 1990. Entre 1983 et 1992, le taux de départs permanents des femmes avait été supérieur à celui des hommes. La différence variait entre 0,5 to 1,5 point de pourcentage. Mais à partir de 1994, la différence a pratiquement disparu et n'a jamais dépassé un demi-point de pourcentage. La différence maximale observée a

4. Le principal inconvénient du FDLMO est qu'il ne fournit que des renseignements très élémentaires sur les travailleurs tels que l'âge, le sexe, les gains annuels et les raisons de la cessation d'emploi, et sur les entreprises tels que la province, l'industrie et la taille de l'entreprise.

5. Il est à noter qu'on peut calculer les taux de départs permanents pour les années 1983 à 2002 avec le FDLMO de 1983 à 2003, mais pas pour l'année 2003, car il faut savoir si la personne qui est partie reviendra ou non chez le même employeur en 2004.

été de 0,3 point de pourcentage en 1995 et en 2001. Le taux de départs permanents des femmes est même tombé sous celui des hommes en 1997.

En second lieu, la convergence des taux de départs permanents des hommes et des femmes s'est produite pour tous les groupes d'âge, et le taux de départs permanents des femmes de 25 à 44 ans est devenu inférieur à celui de leurs homologues masculins en 1994 et est demeuré inférieur presque chaque année par la suite. Par ailleurs, bien que les groupes de femmes les plus jeunes et les plus âgées (15 à 24 ans et 55 à 64 ans) aient eu des taux de départs permanents plus élevés que ceux des hommes du même âge pour presque toutes les années observées, à partir du début des années 1990, la différence est devenue beaucoup plus petite. Par exemple, entre 1983 et 1992, le taux de départs permanents des femmes de 55 à 64 ans était de 0,8 à 1,3 point de pourcentage plus élevé que celui des hommes de cet âge, mais de 1994 à 2002, la différence n'a jamais été de plus d'un demi-point de pourcentage.

Nous avons estimé un modèle probit pour les départs permanents pour chaque année et chaque groupe d'âge, après avoir neutralisé le sexe, l'industrie, la taille de l'entreprise et la province. Les effets marginaux du sexe sur les départs permanents sont présentés au tableau 2 et à la figure 2⁶. Les résultats indiquent que les femmes étaient plus susceptibles de quitter leur emploi que les hommes au cours des années 1980. Cependant, la différence était très petite : les effets marginaux varient d'une valeur négative à 0 et de 0 à une petite valeur positive. L'effet marginal maximum observé est de 0,015. C'est l'effet marginal estimé pour les femmes de 15 à 24 ans en 1984. Cela signifie que la probabilité de départ permanent de ces jeunes femmes était plus élevée que celle de leurs homologues masculins de seulement 1,5 point de pourcentage en 1984. Le tableau montre également qu'avec le temps, la différence entre les sexes pour ce qui est de la probabilité de départ a diminué considérablement à partir d'une différence déjà petite. Pendant les années 1980, l'effet marginal n'était généralement pas inférieur à un demi-point de pourcentage et il pouvait parfois être supérieur à un point de pourcentage, mais à partir du début des années 1990, l'effet marginal n'a jamais dépassé un demi-point de pourcentage et, en fait, pendant le milieu et la fin des années 1990, les effets marginaux pour les femmes de 25 à 44 ans étaient souvent négligeables ou négatifs, ce qui indique que les différences entre les sexes en ce qui a trait aux probabilités de départ des travailleurs d'âge intermédiaire ont complètement disparu au cours de cette période.

Le tableau 3 présente les taux de départs temporaires des hommes et des femmes (colonnes 1 et 2). Le tableau et la figure 3 montrent que la substitution entre les taux de départs temporaires et permanents était peu probable. Entre 1983 et 1993, le taux de départs temporaires des femmes a été continuellement supérieur — bien que de peu — à celui des hommes. De 1994 à 2002, le taux de départs temporaires des femmes était encore légèrement supérieur à celui des hommes, mais la différence est devenue un peu plus petite que celle observée pendant les 11 années

6. L'effet marginal de la variable nominale *femme* est calculé comme $\Phi(\bar{x}_1\mathbf{b}) - \Phi(\bar{x}_0\mathbf{b})$, où \bar{x}_1 et \bar{x}_0 sont les moyennes de toutes les variables explicatives, sauf qu'on attribue à *femme* la valeur de 1 dans le premier terme et de 0 dans le second. Dans cette équation, $\Phi(\cdot)$ est la fonction de distribution normale réduite, et \mathbf{b} est le vecteur des estimations probit. La variance de l'effet marginal est calculée comme dVd' où V est la matrice estimée des covariances des estimations et $d = \phi(\bar{x}_1\mathbf{b})\bar{x}_1 - \phi(\bar{x}_0\mathbf{b})\bar{x}_0$ où $\phi(\cdot)$ est la fonction de densité normale standard.

précédentes. Autrement dit, la convergence du taux de départs permanents des femmes vers celui des hommes à partir de 1994 n'était pas accompagnée par la divergence du taux de départs temporaires des femmes de celui des hommes. Par conséquent, il est peu probable que les femmes remplaçaient le départ permanent par le départ temporaire⁷.

Le départ dû à la grossesse a été exclu de l'examen précédent des départs permanents et temporaires. La question qui se présente immédiatement à l'esprit est que si l'on inclut le départ dû à la grossesse dans les mesures des taux de départs permanents et temporaires, qu'arrivera-t-il à la tendance convergente des taux de départs permanents et temporaires des hommes et des femmes? Le tableau 3 présente également les taux de départs permanents et temporaires des femmes lorsque les départs dus à la grossesse sont inclus (colonnes 3 et 4). Selon cette nouvelle définition, le taux de départs permanents des femmes augmente d'environ un demi-point de pourcentage (voir colonne 3 du tableau 3 contre colonne 7 du tableau 1) pour la période de 1983 à 2002. Cependant, le taux de départs temporaires des femmes augmente encore davantage avec l'inclusion des départs dus à la grossesse (de 1,5 point de pourcentage), augmentation qui a plus que doublé le taux de départs temporaires des femmes selon la définition précédente.

Évidemment, l'inclusion des départs dus à la grossesse ne devrait toucher que les taux de départs des femmes en âge de procréer. Les données indiquent que les taux de départs permanents des femmes de 45 à 64 ans sont presque identiques, avec ou sans les départs dus à la grossesse, tandis que pour les femmes de 15 à 24 ans et les femmes de 35 à 44 ans, l'inclusion des départs dus à la grossesse ne modifie que légèrement leurs taux de départs permanents⁸. Le taux de départs permanents le plus touché par l'inclusion des départs dus à la grossesse et à la maternité est celui des femmes de 25 à 34 ans : lorsqu'ils sont inclus, leur taux de départs permanents est en moyenne de 1 point de pourcentage plus élevé (tableau 4, colonnes 1 et 2). Mais ici encore, comme le montre la figure 4, la tendance convergente des taux de départs permanents des hommes et des femmes n'est pas touchée par l'inclusion des départs dus à la grossesse.

Par contre, lorsqu'on élargit la définition des départs temporaires en incluant les départs dus à la grossesse et les congés de maternité, le taux de départs temporaires des femmes de 25 à 34 ans augmente énormément (colonnes 3 et 4 du tableau 4 et figure 5). Selon la définition précédente (plus étroite), leurs taux de départs temporaires variaient entre 1 % et 2 % pendant la période de 1983 à 2002. Mais selon la nouvelle définition, leurs taux de départs temporaires variaient entre 5 % et 6 % pendant la même période. Étant donné que, selon la nouvelle définition, les taux de départs permanents des femmes en âge de procréer n'augmentent que légèrement, mais que leurs taux de départs temporaires augmentent radicalement, on peut voir que les femmes enceintes au Canada ont pour la plupart quitté leur emploi temporairement plutôt que de façon permanente pendant la période de 1983 à 2002.

7. Nous avons estimé un modèle probit pour les départs temporaires avec l'âge, le sexe, l'industrie et la province comme variables de contrôle pour chaque année. Il s'est avéré que l'effet lié au sexe était souvent négligeable et/ou très petit, ce qui n'est pas étonnant, car les données brutes (colonnes 1 et 2, tableau 3) indiquent que les taux de départs temporaires des hommes et des femmes sont très proches.

8. Ces taux ont été calculés, et on peut les obtenir auprès de l'auteur.

Nous avons en outre estimé des modèles probit pour les départs permanents et temporaires, selon la nouvelle définition, des travailleurs des groupes d'âge de 15 à 24 ans, de 25 à 34 ans et de 35 à 44 ans. Les effets marginaux estimés des femmes indiquent qu'il y a toujours convergence des taux de départs permanents des hommes et des femmes (tableau 5). Toutefois, les travailleurs de 25 à 34 ans semblent constituer une exception. Les effets marginaux estimés indiquent que la probabilité de départ temporaire des femmes de ce groupe d'âge était de 3 % à 5 % plus élevée que celles des hommes du même groupe d'âge, mais la différence commence à diminuer après avoir atteint un sommet de 5 % au début des années 90 (colonne 5, tableau 5).

Dans l'ensemble, les données du FDLMO de 1983 à 2002 indiquent que la différence des taux de départs permanents entre les femmes et les hommes canadiens était généralement petite, que la différence entre les sexes relative à la probabilité de départ a encore diminué alors qu'elle était déjà petite à partir du début des années 1990 et que la convergence était particulièrement forte chez les hommes et les femmes d'âge intermédiaire (25 à 44 ans). Bien que la plus forte participation des femmes au marché du travail soit le principal facteur à l'origine de la convergence des taux de départs des hommes et des femmes, au Canada cette convergence est apparue à peu près en même temps que des changements législatifs fédéraux rendaient inadmissibles aux prestations d'assurance-emploi ceux qui quittaient leur emploi sans certaines justifications⁹. Les données indiquent également que les taux de départs temporaires des hommes et des femmes n'ont pas divergé, ce qui signifie que la diminution du taux de départs permanents des femmes n'était pas le résultat du remplacement du départ permanent par le départ temporaire. Enfin, nous avons constaté que les femmes canadiennes étaient plus susceptibles de quitter temporairement plutôt que définitivement leur emploi au moment de la grossesse ou de l'accouchement. Cela signifie que les différences entre les hommes et les femmes quant à certains résultats sur le marché du travail pourraient être expliquées par la maternité et l'éducation des enfants, tandis que le taux élevé de départs temporaires des femmes n'était que le résultat de la maternité et de l'éducation des enfants.

3. Différences entre les sexes en matière d'absentéisme : les données

Nous avons utilisé les données de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de Statistique Canada pour examiner les différences entre les sexes en matière d'absentéisme. L'EMTE est une enquête à double volet portant à la fois sur les employeurs et leurs employés. Elle a été effectuée pour la première fois en 1999. La population cible d'employeurs se compose des emplacements en exploitation au Canada. Les employeurs du Yukon, du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest, de même que les employeurs exerçant leurs activités dans les domaines de la production agricole et animale, de la pêche, de la chasse et du piégeage ainsi que des organisations religieuses et de l'administration publique sont exclus.

L'échantillon de milieux de travail de l'EMTE est tiré du Registre des entreprises de Statistique Canada, une liste de toutes les entreprises au Canada. L'échantillon d'employés est tiré de la liste des employés fournie par les milieux de travail sondés. La population cible est constituée de tous les employés des milieux de travail sélectionnés qui reçoivent un formulaire supplémentaire T-4 de l'Agence du revenu du Canada. On sélectionne entre 1 et 24 employés dans chaque milieu de

9. Voir Kuhn et Sweetman (1998).

travail, selon le nombre total d'employés, et chaque employé sélectionné participe à l'enquête deux années consécutives.

Les employés qui participent à l'enquête répondent à un certain nombre de questions concernant leurs congés pendant la période de 12 mois précédant le mois de l'enquête. Cette étude est axée sur les congés non planifiés, qui comprennent les congés de maladie payés, les autres congés payés et les congés non payés. Les vacances [question 18 a)] et les congés de maternité et de paternité [question 18 c)] sont exclus. Les questions suivantes de l'enquête de 1999 illustrent chaque type de congé dont il est tenu compte.

- 18. Avez-vous pris des jours de congé payé?
 - Oui
 - Non → Passez à la question 18 e).
- 18 b) Combien de jours de congé de maladie payé avez-vous pris?
—— · —— jours
- 18 d) Combien d'autres jours de congé payé avez-vous pris (par exemple congé d'études, d'invalidité, de décès, de mariage, de service judiciaire, pour affaires syndicales, etc.)?
—— · —— jours
- 18 e) Avez-vous pris des congés non payés?
 - Oui
 - Non → Passez à la question 19
- 18 f) Combien de jours de congé non payé avez-vous pris?
—— · —— jours

Dans ces questions, un congé payé désigne un congé rémunéré par l'employeur au plein taux de rémunération journalier de l'employé et un congé non payé désigne un congé non rémunéré par l'employeur. Les jours de congé ne sont pas nécessairement des jours entiers¹⁰.

L'enquête de 1999 a recueilli des renseignements auprès de 6 322 milieux de travail et de 23 540 employés. Lorsqu'on a effectué l'enquête de suivi (autour de mars 2001), 3 981 employés (ou 17 % des travailleurs) avaient quitté le milieu de travail. La situation est semblable en ce qui concerne les 20 377 employés qui participaient à l'enquête de 2001¹¹. Par conséquent, les travailleurs des enquêtes de 1999 et de 2001 étaient des échantillons représentatifs des employés canadiens, tandis que les travailleurs des enquêtes de 2000 et de 2002 n'étaient pas très représentatifs. Afin de nous assurer d'avoir un échantillon de travailleurs représentatif de tous les travailleurs canadiens, nous avons tiré notre échantillon des enquêtes de 1999 et de 2001 seulement.

10. Dans notre échantillon final, plus de 2 % des employés ont déclaré des fractions de journées pour chacun des trois types de congés.

11. Ce sont des employés qui ont quitté leur milieu de travail pour différentes raisons, notamment le licenciement, le départ volontaire, la retraite, le retour aux études, etc.

Un milieu de travail n'était inclus dans notre échantillon que s'il existait à la fois en 1999 et en 2001 et s'il avait au moins 10 employés les deux années. Compte tenu de ces restrictions, notre échantillon final comptait 4 080 milieux de travail. Afin d'obtenir un groupe de travailleurs relativement homogène, nous avons exclu les travailleurs à temps partiel, les travailleurs temporaires, les travailleurs de 65 ans et plus et les travailleurs ayant des limitations d'activités.

Nous avons exclu les travailleurs à temps partiel, car le temps partiel peut fort bien être endogène en ce qui concerne l'absentéisme. Parmi les travailleurs dont la demande de congés est forte, certains sont susceptibles de choisir de travailler à temps partiel. Le travail à temps partiel permet de réduire la demande de congés d'un travailleur pour des raisons évidentes. Par exemple, si l'enfant d'un travailleur à temps partiel est malade un jour où il est censé travailler, il peut choisir de reporter sa journée de travail, de sorte qu'il n'aura pas à prendre congé. Nous avons également exclu les employés temporaires et les employés ayant moins d'un an d'ancienneté d'emploi, car pour une grande part, ils ne sont pas visés par la législation en matière de normes d'emploi ou par les conventions collectives. Ainsi, selon le Code canadien du travail, seuls les travailleurs qui ont trois mois consécutifs d'emploi avec le même employeur ont droit aux congés de maladie.

Nous avons exclu les travailleurs de 65 ans et plus et les travailleurs ayant des limitations d'activités, car les demandes de congés de ces travailleurs se font souvent pour des raisons qui sont différentes de celles de la majorité des travailleurs¹². Par exemple, les travailleurs ayant des limitations d'activités peuvent être absents du travail en raison de problèmes de transport.

Compte tenu des restrictions susmentionnées, nous avons obtenu un échantillon de 25 507 employés de 4 080 milieux de travail : 13 985 employés (8 374 hommes et 5 611 femmes) de l'enquête de 1999 et 11 342 (6 880 hommes et 4 462 femmes) de l'enquête de 2001. Le tableau 6 présente des statistiques sur la fréquence des congés et les jours de congé selon le sexe, l'âge et la présence de jeunes enfants (5 ans et moins) pour les échantillons regroupés de 1999 et de 2001¹³.

Premièrement, les données montrent que les femmes étaient plus susceptibles de prendre des congés de maladie payés et qu'elles ont pris davantage de jours de congé de maladie payé que les hommes. Dans notre échantillon, 52 % des femmes ont pris des congés de maladie payés, tandis que seulement 37 % des hommes en ont pris. En moyenne, sur une période de 12 mois, les femmes ont pris trois jours et demi de congé de maladie payé, tandis que les hommes n'ont pris que deux jours de congé de maladie payé. Par contre, les différences entre les hommes et les femmes en ce qui a trait à la fréquence et au nombre de jours d'autres congés payés et de congés non payés sont plutôt petites.

Deuxièmement, à la fois pour les hommes et les femmes, les données indiquent que l'âge est en corrélation positive avec les jours de congé de maladie payé et en corrélation négative avec les

12. De plus, le nombre d'observations sur les travailleurs de 65 ans et plus est très petit. Après avoir appliqué les autres restrictions à l'échantillon initial, il ne restait que 143 travailleurs de 65 ans et plus.

13. Nous avons également examiné les données de 1999 et de 2001 séparément. Les résultats étaient les mêmes que pour l'échantillon groupé.

jours de congé non payé. Autrement dit, les jeunes travailleurs étaient moins susceptibles de prendre des congés de maladie payés et ils ont pris moins de jours de congé de maladie payé que les travailleurs plus âgés. Par contre, les travailleurs plus âgés étaient moins susceptibles de prendre des congés non payés et il semble aussi qu'ils ont pris moins de jours de congé non payé que les jeunes. Il existe des différences entre les sexes en ce qui a trait à la fréquence et au nombre de jours de congé de maladie payé dans les différents groupes d'âge, et les différences entre les sexes en ce qui a trait au nombre de jours de congé de maladie payé semble devenir plus fortes à mesure que les travailleurs vieillissent. Par exemple, la différence entre les hommes et les femmes plus jeunes (de moins de 35 ans), qui est d'une journée ou moins, passe à plus de trois jours entre les hommes et les femmes de 55 à 64 ans.

Troisièmement, la présence de jeunes enfants semble avoir certains effets sur les congés des femmes mais pas sur ceux des hommes. Les données indiquent que les femmes ayant de jeunes enfants ont pris plus de trois jours de congé non payé, tandis que celles qui n'avaient pas de jeunes enfants ont pris moins de deux jours de congé non payé. Ce fait ainsi que l'observation ci-dessus selon laquelle les jours de congé de maladie payé et de congé non payé changent dans des directions opposées en ce qui a trait à l'âge indiquent que les comportements des travailleurs à l'égard des différents types de congés sont susceptibles d'être différents et qu'il faut examiner les différents types de congés séparément.

4. Spécifications des modèles et stratégie d'estimation

Les économistes ont commencé à étudier l'absentéisme en se fondant sur certaines bases théoriques à partir du début des années 1980. Le cadre théorique le plus populaire a été élaboré par Allen (1981). Cette théorie traite l'absentéisme comme une forme de loisir. L'absence du travail survient lorsque le travailleur désire travailler un nombre d'heures inférieur au nombre d'heures contractuelles. Cela se produit lorsque l'utilité marginale du loisir devient élevée, par exemple lorsque le travailleur est malade ou lorsqu'un événement important survient dans la famille.

Les prédictions du modèle de base au sujet de la relation entre l'absentéisme et les autres variables économiques sont essentiellement les mêmes que celles au sujet de la relation entre le loisir et ces variables. Par exemple, le modèle revenu-loisir prédit que la relation entre le salaire et le loisir est indéterminée parce que le revenu et les effets de substitution influencent le loisir dans des directions opposées. Cette prédiction s'applique également à la relation entre le salaire et l'absence du travail. Mais peu d'auteurs suivent un modèle revenu-loisir strict dans les études empiriques de l'absence. Par exemple, les effets du sexe, de l'âge, de la présence de jeunes enfants et de l'état de santé sur l'absentéisme sont examinés par de nombreux chercheurs dans le cadre théorique revenu-loisir. En même temps, de plus en plus d'auteurs reconnaissent l'importance des variables de l'employeur comme déterminants de l'absentéisme, notamment la taille de l'entreprise, la syndicalisation et la souplesse de l'horaire de travail.

Selon un certain nombre d'études, le taux d'absence des femmes est plus élevé que celui des hommes (Allen, 1981; Paringer, 1983; et Leigh, 1991). Cependant, les résultats empiriques concernant les facteurs déterminants de l'absentéisme sont souvent contradictoires. Leigh (1983) a constaté que l'âge n'a pas d'effet significatif sur l'absentéisme des femmes, mais Paringer

(1983) et Bridges et Mumford (2001) ont constaté le contraire chez les deux sexes. Et selon Leigh (1983) et Vistnes (1997), la présence de jeunes enfants augmente l'absentéisme des femmes, tandis que Paringer (1983) arrive à un résultat contraire.

Au Canada, les études sur l'absentéisme sont relativement rares. La tendance générale en matière d'absentéisme est bien documentée par Akyeampong¹⁴. Mais les limites en matière de données l'ont empêché de distinguer entre les congés dus à une maladie ou à une invalidité personnelle et les congés dus à des obligations personnelles ou familiales et de déterminer s'il s'agissait de congés payés ou non payés. Une autre étude a été menée au Canada par Chaudury et Ng (1992). Ils ont effectué une analyse à plusieurs variables en élargissant le modèle de base travail-loisir d'Allen (1981) pour y inclure un certain nombre de caractéristiques individuelles telles que l'âge, le sexe et la scolarité et un certain nombre de caractéristiques liées à l'employeur et à l'emploi. Ils ont constaté qu'il n'y a pas de différence entre les hommes et les femmes en ce qui a trait aux congés de longue durée (cinq jours ou plus). Cette étude porte sur un nombre restreint d'employeurs, et l'échantillon n'est pas très représentatif¹⁵. Plus récemment, Dionne et Dostie (2005), avec des données tirées de l'EMTE, ont élargi le cadre travail-loisir en neutralisant les caractéristiques observées des employeurs et des employés et l'hétérogénéité non observée avec un modèle à effets aléatoires. Leur principale constatation est que l'insatisfaction des travailleurs à l'égard des heures contractuelles augmente l'absentéisme.

Les principales différences entre la présente étude et celle de Dionne et Dostie sont les suivantes. D'abord, notre étude est axée sur les différences entre les sexes en matière d'absentéisme, tandis que leur étude est plus générale. Ensuite, tandis qu'ils regroupent les congés de maladie payés, les autres congés payés et les congés non payés et les traitent comme un seul type de congé, nous étudions les différents types de congés séparément car, comme nous l'avons indiqué précédemment, les différents types de congés sont coûteux de façon différente pour les employeurs (et les employés). Troisièmement et surtout peut-être, nous pensons que les effets fixes d'entreprise sont un facteur clé comme déterminant de l'absence du travail¹⁶. L'importance des effets fixes d'entreprise est étroitement liée aux caractéristiques institutionnelles du marché du travail canadien. L'annexe présente un bref examen de la façon dont l'absence du travail est régie par la législation canadienne et les conventions collectives entre travailleurs et employeurs.

Pour ce qui est de la stratégie d'estimation, il semble approprié de modéliser la fréquence des congés selon le modèle probit et les jours de congé selon le modèle tobit. Mais comme le modèle probit ne nous permet pas de tenir compte des effets fixes d'entreprise, il faut définir un modèle linéaire pour la fréquence des congés. Pour ce faire, nous estimerons des modèles de probabilité linéaire pour la fréquence des divers types de congés. Il est bien connu que le modèle de probabilité linéaire présente quelques lacunes, telles que le problème d'estimation inefficace causé par l'hétéroscédasticité et le problème des valeurs ajustées qui sont à l'extérieur de l'intervalle 0 à 1, mais dans le cas de nos données, le modèle de probabilité linéaire ne pose pas

14. Voir Akyeampong (2005) pour une analyse récente.

15. Ils ont prélevé leur échantillon d'employeurs dans la ville de Saskatoon, en Saskatchewan, et 70 % des entreprises contactées n'ont pas répondu à l'enquête, de sorte que l'échantillon contient 33 observations.

16. Une différence mineure est qu'ils traitent la variable dépendante (jours de congé) comme un nombre entier, tandis que nous la traitons comme une variable continue. Voir la note de bas de page 10.

problème autant qu'il y paraît, car la fréquence observée se situe généralement au-dessus de 0,1 et au-dessous de 0,8 où la courbe de probabilité est à peu près linéaire (Moffitt, 1999) et où les questions d'hétéroscédasticité peuvent être résolues à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés.

Il est également impossible de neutraliser les effets fixes d'entreprise avec le modèle tobit habituel. Mais contrairement à la fréquence des congés, un modèle linéaire pour les jours de congé serait contre-indiqué pour deux raisons. D'abord, une proportion importante d'employés dans nos données n'ont pas pris de congés. Plus précisément, 50 % à 60 % des travailleurs n'ont pas pris de congés de maladie payés et environ 80 % des travailleurs n'ont pas pris d'autres congés payés ni de congés non payés. Les valeurs des variables dépendantes pour ces travailleurs sont toutes de 0. Deuxièmement, l'estimation et l'inférence du modèle tobit se fonde sur l'hypothèse de normalité. Mais il est peu probable que les jours de congé de maladie payé, d'autres congés payés et de congés non payés soient normalement distribués. Par conséquent, nous estimerons un modèle tobit semiparamétrique (estimation des moindres carrés tronqués) (Honoré, 1992) où l'hypothèse de normalité n'est pas nécessaire et où les effets fixes d'entreprise peuvent être neutralisés.

Les principales variables explicatives qui nous intéressent sont le sexe, l'âge et la présence de jeunes enfants. Selon le modèle revenu-loisir standard, nous neutralisons également le taux de salaire horaire, les avantages sociaux, la satisfaction des travailleurs à l'égard des aspects non pécuniaires de leur emploi, les gains des autres membres de la famille et le revenu familial non gagné. Nous utilisons les préférences des employés pour les heures hebdomadaires (moins d'heures ou plus d'heures) et la souplesse de l'horaire de travail pour tenir compte de l'argument selon lequel l'employé signerait un contrat qui n'est pas optimal et rajusterait ensuite son offre de travail par des absences du travail.

Outre les variables ci-dessus, nous incluons le niveau de scolarité, la profession et l'industrie afin de saisir les effets des risques liés au travail sur les absences. Il est facile de comprendre que les travailleurs dans certaines professions ou industries sont plus susceptibles d'être blessés que dans d'autres. La raison justifiant l'emploi du niveau de scolarité est que les employés plus instruits sont moins susceptibles d'occuper un emploi comportant des risques de blessures et sont donc moins susceptibles d'être absents¹⁷. Le statut syndical, l'ancienneté professionnelle et l'existence ou non d'un système formel de griefs dans le milieu de travail sont utilisés pour saisir les effets de la sécurité d'emploi sur l'absentéisme. Nous utilisons des indicateurs permettant de déterminer si l'entreprise a des postes non comblés et s'il s'agit d'une organisation à but lucratif afin de déterminer si le milieu de travail exerce un contrôle serré sur les demandes de congé des travailleurs. En effet, s'il s'agit d'une entreprise à but lucratif ou qui a des postes non comblés, elle peut exercer un contrôle plus strict sur les demandes de congé comparativement aux entreprises qui n'ont pas de postes vacants ou qui sont sans but lucratif. Enfin, nous avons inclus des valeurs nominales pour la taille de l'entreprise et les provinces pour faire ressortir le fait que

17. Chaudhury et Ng (1992).

les lois sur les congés s'appliquent différemment selon qu'il s'agit de grandes ou de petites entreprises et que ces lois sont différentes selon les provinces¹⁸.

5. Résultats empiriques

Les tableaux 7 et 8 présentent les résultats de l'estimation de la fréquence et des jours de congé lorsque les effets fixes d'entreprise ne sont pas neutralisés, tandis que les tableaux 9 et 10 présentent les résultats de l'estimation de la fréquence et des jours de congé lorsque les effets fixes d'entreprise sont neutralisés. Les tableaux 7 et 9 présentent les estimations du modèle de probabilité linéaire pour la fréquence des congés, tandis que les tableaux 8 et 10 présentent les estimations du moindre écart absolu pour les jours de congé. Les estimateurs du moindre écart absolu sont fondés sur l'hypothèse selon laquelle la perturbation est indépendante des variables explicatives, mais aucune restriction n'est imposée à la distribution du terme d'erreur¹⁹.

Les résultats montrent que la probabilité de prendre des congés de maladie payés est plus élevée chez les femmes que chez les hommes et qu'elles prennent plus de jours de congé de maladie payé que les hommes, mais les différences sont relativement petites. Nous avons constaté que la probabilité pour les femmes de prendre des congés de maladie payés était de 5 (en neutralisant les effets fixes d'entreprise) à 8 points de pourcentage (sans neutraliser les effets fixes d'entreprise) plus élevée que pour les hommes, toutes autres choses étant égales, et en moyenne, les femmes n'ont pris qu'un jour de congé de maladie payé de plus que les hommes. Pour ce qui est des autres congés payés et des congés non payés, il ne semble pas exister de différence entre les hommes et les femmes, tant du point de vue de la fréquence que de celui des jours de congé.

La présence de jeunes enfants (cinq ans et moins) semble n'avoir aucun effet sur la fréquence des congés et les jours de congé chez les hommes, mais elle semble avoir pour effet d'augmenter le nombre de jours de congé non payé chez les femmes. Nos résultats montrent que les femmes ayant de jeunes enfants ont pris environ deux jours de congé non payé de plus que les femmes sans jeunes enfants. Et les résultats ne varient pas, qu'on neutralise ou non les effets fixes d'entreprise. Cela indique que les femmes prennent généralement des congés non payés pour prendre soin des enfants et que les couples tâchent peut-être de réduire le plus possible les coûts du soin des enfants étant donné que le taux de salaire des femmes est généralement inférieur à celui des hommes.

18. Par exemple, la législation en matière de normes d'emploi des provinces autorise un nombre différent de jours de congé pour obligations familiales. En Ontario, les employés dont l'employeur embauche normalement 50 travailleurs ou plus ont droit à 10 jours de congés spéciaux, tandis qu'au Québec et en Colombie-Britannique, les congés autorisés sont d'un maximum de 5 jours par année. Pour plus de renseignements, voir Développement des ressources humaines Canada (2001).

19. Des poids bootstrap ont été employés pour obtenir des estimations robustes des modèles de probabilité linéaire. Nous avons obtenu les estimations des moindres écarts absolus tronqués à l'aide des routines de Gauss élaborées par Honoré. Heureusement, les routines pour l'estimateur des moindres écarts absolus tronqués nous permettent de choisir une valeur plus faible pour la largeur de bande à laquelle l'erreur-type de l'estimation est élevée. Nous avons donc raisonnablement confiance que nos estimations sont robustes.

Nous avons constaté que les effets de l'âge sont les mêmes pour les hommes et les femmes et que l'âge a d'importants effets négatifs sur la fréquence des congés non payés et les jours de congé non payé²⁰. Les travailleurs d'âge moyen (25 à 44 ans) étaient plus susceptibles de prendre des congés de maladie payés et prenaient aussi plus de jours de ce type de congé que le plus jeune groupe de travailleurs (moins de 25 ans), tandis que les travailleurs plus âgés (55 à 64 ans) n'étaient pas différents des plus jeunes travailleurs. Mais les effets mentionnés ci-dessus disparaissent lorsqu'on neutralise les effets fixes d'entreprise. Par contre, la fréquence des congés non payés et les jours de congé non payé sont en corrélation négative avec l'âge : les jeunes travailleurs étaient plus susceptibles de prendre des congés non payés et en prenaient effectivement davantage que les travailleurs plus âgés qui, par ailleurs, avaient des comportements identiques, et ce, qu'on neutralise ou non les effets fixes d'entreprise.

Outre les résultats ci-dessus, certaines autres constatations semblent également contribuer aux travaux de recherche sur l'absentéisme. D'abord, nous avons constaté que le taux de salaire horaire a un effet sans contredit négatif sur la fréquence des congés non payés et le nombre de jours de ces congés. Il fallait s'y attendre, car plus le taux de salaire est élevé, plus c'est coûteux pour le travailleur de prendre des congés non payés. Le taux de salaire a aussi généralement des effets négatifs sur la fréquence des congés de maladie payés et le nombre de jours de congé : lorsque les effets fixes d'entreprise sont neutralisés, les effets sont négatifs et significativement différents de 0. Cela signifie qu'au sein d'une entreprise, l'employeur peut payer un salaire basé sur le rendement pour réduire les congés de maladie payés. Nos résultats concernant le salaire en relation avec les congés indiquent également qu'il est important d'étudier les différents types de congés — payés et non payés — séparément.

En second lieu, nous avons constaté que les travailleurs essaient de rajuster leurs heures réelles d'offre de travail au moyen de congés de maladie payés et de congés non payés. Ceux qui préféraient travailler un moins grand nombre d'heures par semaine (au même taux de salaire) étaient plus susceptibles de prendre des congés de maladie payés et des congés non payés que ceux qui préféraient travailler un plus grand nombre d'heures (au même taux de salaire) ou que ceux qui préféraient travailler le même nombre d'heures que les heures contractuelles (habituelles)²¹. Les travailleurs qui préféraient faire moins d'heures semblaient prendre plus de jours de congé de maladie payé et de congé non payé que ceux qui préféraient faire le même nombre ou un plus grand nombre d'heures que les heures contractuelles. L'effet est particulièrement évident sur les jours de congé non payé : les travailleurs qui préféraient travailler un moins grand nombre d'heures ont pris près de deux jours de plus que les autres travailleurs par ailleurs similaires, qu'on neutralise ou non les effets fixes d'entreprise. Dans l'ensemble, ces constatations appuient l'hypothèse selon laquelle les travailleurs acceptent des emplois qui les obligent à offrir plus d'heures de travail que le nombre optimal qu'ils désirent et à rajuster par la suite leur offre réelle de travail en prenant plus de jours de congé.

20. Nous avons également estimé les modèles en incluant les interactions du sexe et des groupes d'âge et nous avons constaté que les coefficients de ces termes interactifs ne sont pas significatifs.

21. Nous avons utilisé les préférences en matière d'heures plutôt que les heures contractuelles (habituelles), car notre échantillon est essentiellement formé d'employés à temps plein qui travaillent au moins 30 heures par semaine. La question sous-jacente portait sur les préférences de l'employé, à savoir s'il préférerait travailler le même nombre d'heures (que les heures hebdomadaires habituelles), moins d'heures ou plus d'heures au même taux de salaire.

Nous avons également constaté que les employés qui avaient droit à des avantages sociaux tels que régime de retraite, assurance-vie ou régime de soins dentaires étaient plus susceptibles de prendre plus de jours de congé payé en prenaient effectivement plus que ceux qui n'avaient pas d'avantages sociaux. Théoriquement, c'est parce que les avantages sociaux ont un simple effet de revenu sur le loisir ou l'absence du travail. C'est différent du taux de salaire, qui a à la fois un effet de revenu et un effet de substitution qui agissent en sens opposé sur l'absence. De plus, les conventions collectives au Canada exigent généralement que l'employeur contribue continuellement aux avantages sociaux de l'employé, et quand l'employé prend des congés (en particulier des congés payés), sa rémunération réelle par unité de temps travaillé est accrue en ce sens qu'il travaille moins d'heures ou de jours alors que sa rémunération totale demeure inchangée.

Cette étude a permis de constater que la satisfaction des travailleurs à l'égard des aspects non pécuniaires de leur emploi a d'importants effets négatifs sur la fréquence des congés de maladie payés et des congés non payés et sur le nombre de jours de ces congés. Dans une entreprise, la satisfaction au travail réduit la probabilité que les travailleurs prennent des congés de maladie payés et des congés non payés de 5 points de pourcentage et réduit aussi les jours de congé de maladie payé et de congé non payé de 0,7 et de 1,5 respectivement.

Enfin, nous avons examiné les effets des postes non comblés sur l'absentéisme, un aspect qui n'est pas étudié dans la littérature. Nous avons constaté que les postes non comblés ont pour effet d'augmenter la fréquence des congés de maladie payés et leur nombre de jours et de réduire la fréquence des congés non payés et leur nombre de jours. Une explication possible est que les dirigeants d'entreprises où il y a des postes non comblés sont susceptibles d'exercer un contrôle rigoureux et sont moins susceptibles d'accorder les congés demandés par les employés que les dirigeants d'entreprises où il n'y a pas de postes non comblés. Cependant, il est difficile pour la direction de refuser certaines demandes de congé — par exemple, un congé de maladie recommandé par le médecin — même s'il y a des postes non comblés. Par conséquent, les employés qui doivent s'absenter pourraient demander des congés qu'il est difficile de refuser dans les entreprises où le contrôle des absences est rigoureux.

6. *Sommaire et conclusions*

Les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre nous ont permis de constater que les taux de départs permanents des travailleurs canadiens ont atteint un sommet à la fin des années 1980 et que les taux de départs permanents des hommes et des femmes ont convergé depuis le début des années 1990. Cette convergence n'est pas accompagnée d'une divergence de leurs taux de départs temporaires et, par conséquent, rien ne permet de dire que les femmes remplaçaient le départ permanent par le départ temporaire. Lorsqu'on tient compte des départs dus à la grossesse, la tendance convergente des taux de départs permanents des hommes et des femmes demeure intacte. Cependant, l'écart entre les taux de départs temporaires des hommes et des femmes de 25 à 34 ans devient beaucoup plus large que lorsque la grossesse est exclue, ce qui signifie que la très grande majorité des femmes canadiennes en âge d'avoir des enfants quittaient temporairement leur emploi lorsqu'elles devenaient enceintes.

Nous avons également constaté que les femmes étaient plus susceptibles que les hommes de prendre des congés de maladie payés et qu'elles prenaient aussi plus de jours de congé de maladie payé que les hommes. Cependant, les différences étaient très petites. De plus, nos résultats indiquent qu'il n'y avait pratiquement pas de différences entre les sexes en ce qui a trait à la fréquence et à la durée des autres congés payés et des congés non payés. La seule exception est que les femmes qui avaient un ou plus d'un enfant en bas âge (cinq ans et moins) semblaient prendre plus de jours de congé non payé que les femmes sans jeunes enfants.

Pris ensemble, ces résultats signifient que les différences entre les sexes en ce qui a trait aux taux de départs et à l'absentéisme ne peuvent servir à expliquer les différences entre les sexes quant aux résultats sur le marché du travail, telles que les disparités salariales entre les sexes. Certaines différences entre les hommes et les femmes en matière de départs et d'absentéisme, par exemple les différences relatives aux taux de départs temporaires, sont en grande partie liées à la maternité et à l'éducation des enfants ou confinées à la tranche d'âge où la femme devient mère et élève ses enfants. Par conséquent, ce serait la maternité et l'éducation des enfants, plutôt que les différences quant aux taux de départs et à l'absentéisme, qui pourraient expliquer les différences entre les sexes relativement aux résultats sur le marché du travail.

Tableau 1 Taux de départs permanents¹, selon le sexe et l'âge, 1983 à 2002

Année	Hommes						Femmes					
	Tous	15 à 24 ans	25 à 34 ans	35 à 44 ans	45 à 54 ans	55 à 64 ans	Tous	15 à 24 ans	25 à 34 ans	35 à 44 ans	45 à 54 ans	55 à 64 ans
	pourcentage						pourcentage					
1983	4,8	7,5	5,4	3,5	2,3	1,4	6,3	9,2	6,6	4,5	3,1	2,7
1984	5,5	8,8	6,3	3,9	2,4	1,6	7,0	10,5	7,2	4,8	3,5	2,8
1985	6,5	10,4	7,4	4,5	2,9	1,8	7,9	11,9	8,2	5,2	3,9	3,1
1986	7,1	11,7	7,9	4,8	3,0	2,1	8,3	12,7	8,6	5,6	4,1	3,2
1987	8,3	13,4	9,4	5,6	3,7	2,4	9,4	14,2	9,9	6,5	4,8	3,6
1988	9,1	14,3	9,8	5,9	3,8	2,7	10,0	15,0	10,1	7,0	4,9	3,8
1989	8,9	14,0	9,8	5,9	3,8	2,7	9,6	14,7	9,8	6,6	4,7	3,7
1990	7,5	12,4	8,5	5,1	3,2	2,3	8,6	13,8	9,2	6,0	4,4	3,1
1991	5,4	9,3	6,4	3,7	2,4	1,6	6,5	10,9	7,1	4,5	3,3	2,6
1992	4,7	8,3	5,7	3,2	2,1	1,4	5,5	9,6	6,1	3,9	2,8	2,3
1993	4,6	8,1	5,7	3,3	2,0	1,3	5,1	9,3	5,8	3,5	2,5	1,9
1994	5,5	9,5	6,8	3,9	2,3	1,5	5,6	10,0	6,4	3,9	2,6	1,9
1995	5,3	9,2	6,7	3,9	2,4	1,6	5,6	10,2	6,5	3,8	2,5	1,8
1996	5,4	9,0	7,0	4,0	2,4	1,7	5,4	9,5	6,5	3,8	2,5	1,9
1997	6,4	10,4	8,2	4,9	2,8	2,1	6,2	10,7	7,7	4,5	3,0	2,2
1998	6,9	11,4	8,9	5,2	3,0	2,1	7,0	12,0	8,5	5,0	3,3	2,4
1999	7,3	12,3	9,4	5,5	3,3	2,2	7,4	12,6	9,1	5,5	3,5	2,3
2000	8,4	13,7	10,8	6,4	3,9	2,7	8,4	14,1	10,2	6,1	4,1	2,5
2001	7,8	13,4	9,7	5,8	3,6	2,6	8,1	14,2	9,5	5,9	4,0	2,8
2002	7,6	13,4	9,4	5,8	3,5	2,5	7,7	13,9	8,9	5,6	3,7	2,7

1. Pour les travailleurs âgés entre 15 et 64 ans et tous les emplois payés au moins 500 \$ en dollars constants de 1989.
 Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Tableau 2 Effet marginal¹ du sexe sur les départs permanents, selon l'année et le groupe d'âge

Année	15 à 24 ans	25 à 34 ans	35 à 44 ans	45 à 54 ans	55 à 64 ans
1983	0,0147 (0,0009)	0,0121 (0,0008)	0,0089 (0,0008)	0,007 (0,0008)	0,0106 (0,0009)
1984	0,015 (0,001)	0,0089 (0,0008)	0,0087 (0,0008)	0,0096 (0,0008)	0,0103 (0,001)
1985	0,0142 (0,001)	0,0088 (0,0008)	0,0075 (0,0008)	0,0096 (0,0008)	0,0117 (0,001)
1986	0,0098 (0,001)	0,0076 (0,0008)	0,0068 (0,0008)	0,009 (0,0008)	0,0093 (0,001)
1987	0,0092 (0,0011)	0,0058 (0,0009)	0,0076 (0,0008)	0,0092 (0,0009)	0,0107 (0,001)
1988	0,0099 (0,0011)	0,0044 (0,0009)	0,0105 (0,0008)	0,0092 (0,0009)	0,008 (0,001)
1989	0,0078 (0,0011)	0,0027 (0,0008)	0,0062 (0,0007)	0,0071 (0,0008)	0,0063 (0,0011)
1990	0,0129 (0,0011)	0,0064 (0,0008)	0,0061 (0,0006)	0,0073 (0,0007)	0,0059 (0,001)
1991	0,0119 (0,001)	0,0057 (0,0006)	0,0045 (0,0005)	0,005 (0,0006)	0,0059 (0,0008)
1992	0,0095 (0,001)	0,0037 (0,0006)	0,0033 (0,0004)	0,0033 (0,0005)	0,0046 (0,0015)
1993	0,0078 (0,001)	0,0019 (0,0006)	0,0014 (0,0004)	0,0022 (0,0004)	0,0026 (0,0007)
1994	0,0022 (0,001)	-0,0018 (0,0006)	0,0002 (0,0004)	0,0011 (0,0004)	0,0014 (0,0006)
1995	0,0066 (0,001)	0,0003 (0,0006)	-0,0003 (0,0004)	0,0008 (0,0004)	0,0009 (0,0006)
1996	0,0014 (0,001)	-0,0019 (0,0006)	-0,0008 (0,0004)	0,0003 (0,0003)	0,0004 (0,0006)
1997	0,0013 (0,001)	-0,0009 (0,0007)	0,001 (0,0004)	0,0008 (0,0003)	0,0008 (0,0006)
1998	0,0023 (0,001)	-0,0004 (0,0007)	-0,000 (0,0004)	0,0017 (0,0003)	0,0022 (0,0006)
1999	0,0026 (0,001)	0,0014 (0,0007)	0,0015 (0,0004)	0,0013 (0,0003)	0,001 (0,0004)
2000	0,0058 (0,001)	0,0016 (0,0007)	0,0006 (0,0004)	0,0017 (0,0003)	-0,0001 (0,0004)
2001 ²	-0,0009 (0,0008)	0,007 (0,0011)	0,0046 (0,0009)	0,0059 (0,0007)	0,0057 (0,0006)
2002 ²	0,0044 (0,0011)	0,0025 (0,0009)	0,0036 (0,0007)	0,0049 (0,0006)	0,0023 (0,0008)

1. Les erreurs-types de l'effet marginal sont entre parenthèses.

2. Les modèles probit pour les années 2001 et 2002 sont estimés avec 16 groupes fictifs du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord. Pour toutes les autres années, 6 groupes fictifs de la Classification type des industries de 1980 ont été employés pour l'estimation.

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Tableau 3 Taux de départs permanents et temporaires, autre définition

Année	Taux de départs temporaires		Définition incluant les départs dus à la grossesse (pour les femmes seulement)	
	Hommes	Femmes	Permanents	Temporaires
1983	0,9	1,2	6,8	2,7
1984	1,1	1,4	7,4	3,1
1985	1,2	1,4	8,3	3,1
1986	1,3	1,6	8,7	3,2
1987	1,5	1,7	9,8	3,3
1988	1,6	1,8	10,5	3,4
1989	1,6	1,8	10,1	3,4
1990	1,3	1,5	9,1	3,2
1991	1,0	1,3	6,9	3,2
1992	0,9	1,1	5,9	3,0
1993	0,8	1,0	5,5	2,9
1994	1,0	1,0	6,0	2,8
1995	0,9	1,0	5,9	2,8
1996	0,9	0,9	5,7	2,6
1997	1,0	1,1	6,6	2,6
1998	1,1	1,2	7,3	2,7
1999	1,3	1,4	7,8	2,9
2000	1,4	1,5	8,7	2,8
2001	1,4	1,5	8,5	3,0
2002	1,3	1,4	8,1	2,9

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Tableau 4 Taux de départs permanents et temporaires chez les femmes de 25 à 34 ans

Année	Taux de départs permanents		Taux de départs temporaires	
	Excluent la grossesse	Incluent la grossesse	Excluent la grossesse	Incluent la grossesse
	pourcentage			
1983	6,6	7,6	1,3	5,0
1984	7,2	8,1	1,4	5,5
1985	8,2	9,1	1,5	5,6
1986	8,6	9,5	1,7	5,5
1987	9,9	10,8	1,8	5,6
1988	10,1	11,0	1,9	5,5
1989	9,8	10,7	1,9	5,6
1990	9,2	10,2	1,6	5,6
1991	7,1	8,0	1,3	5,9
1992	6,1	7,0	1,1	5,9
1993	5,8	6,7	1,1	5,9
1994	6,4	7,3	1,1	5,8
1995	6,5	7,4	1,1	5,8
1996	6,5	7,3	1,0	5,4
1997	7,7	8,6	1,2	5,1
1998	8,5	9,3	1,4	5,4
1999	9,1	9,9	1,6	5,7
2000	10,2	11,1	1,6	5,3
2001	9,5	10,7	1,6	5,9
2002	8,9	10,2	1,6	5,8

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Tableau 5 Effet marginal¹ du sexe, définitions élargies des départs permanents et temporaires

Année	Départs permanents			Départs temporaires		
	15 à 24 ans	25 à 34 ans	35 à 44 ans	15 à 24 ans	25 à 34 ans	35 à 44 ans
1983	0,0191 (0,0009)	0,0205 (0,0008)	0,0098 (0,0008)	0,0106 (0,0005)	0,0384 (0,0006)	0,0081 (0,0004)
1984	0,0191 (0,001)	0,0178 (0,0008)	0,0099 (0,0008)	0,0109 (0,0005)	0,0413 (0,0006)	0,0094 (0,0004)
1985	0,0179 (0,001)	0,0175 (0,0009)	0,0086 (0,0008)	0,0085 (0,0005)	0,041 (0,0006)	0,0096 (0,0004)
1986	0,0138 (0,001)	0,0153 (0,0009)	0,0078 (0,0008)	0,0076 (0,0005)	0,0391 (0,0006)	0,0107 (0,0004)
1987	0,0131 (0,0011)	0,0145 (0,0009)	0,009 (0,0008)	0,0071 (0,0005)	0,0376 (0,0006)	0,0097 (0,0004)
1988	0,0141 (0,0011)	0,0136 (0,0009)	0,0118 (0,0009)	0,0071 (0,0005)	0,0376 (0,0006)	0,0099 (0,0004)
1989	0,0115 (0,0011)	0,0114 (0,0009)	0,0074 (0,0008)	0,0058 (0,0005)	0,0377 (0,0006)	0,0094 (0,0004)
1990	0,0176 (0,0011)	0,0158 (0,0008)	0,0075 (0,0006)	0,0086 (0,0005)	0,0402 (0,0006)	0,009 (0,0004)
1991	0,0158 (0,001)	0,0135 (0,0007)	0,0056 (0,0005)	0,0099 (0,0005)	0,0459 (0,0006)	0,0107 (0,0004)
1992	0,0131 (0,001)	0,0105 (0,0006)	0,0043 (0,0004)	0,0104 (0,0005)	0,0464 (0,0006)	0,0099 (0,0004)
1993	0,0116 (0,001)	0,0087 (0,0006)	0,0022 (0,0004)	0,0102 (0,0005)	0,0469 (0,0006)	0,0104 (0,0004)
1994	0,0063 (0,001)	0,0052 (0,0007)	0,0012 (0,0004)	0,0086 (0,0005)	0,0444 (0,0006)	0,0099 (0,0004)
1995	0,01 (0,001)	0,007 (0,0007)	0,0006 (0,0004)	0,0084 (0,0005)	0,0443 (0,0006)	0,011 (0,0004)
1996	0,0046 (0,001)	0,0043 (0,0007)	-0,000 (0,0004)	0,0081 (0,0005)	0,0417 (0,0006)	0,0116 (0,0004)
1997	0,0047 (0,001)	0,0062 (0,0007)	-0,000 (0,0004)	0,0067 (0,0005)	0,0373 (0,0006)	0,0102 (0,0004)
1998	0,0057 (0,001)	0,0064 (0,0007)	0,001 (0,0004)	0,0072 (0,0005)	0,0383 (0,0006)	0,0101 (0,0004)
1999	0,0058 (0,001)	0,008 (0,0007)	0,0025 (0,0004)	0,0078 (0,0005)	0,0387 (0,0006)	0,0109 (0,0004)
2000	0,0091 (0,001)	0,0092 (0,0007)	0,0018 (0,0004)	0,0058 (0,0005)	0,0336 (0,0006)	0,0097 (0,0004)
2001 ²	0,0113 (0,001)	0,0163 (0,0009)	0,008 (0,0007)	0,0067 (0,0005)	0,0376 (0,0006)	0,0106 (0,0004)
2002 ²	0,0084 (0,001)	0,0138 (0,0009)	0,0056 (0,0007)	0,0066 (0,0005)	0,0347 (0,0006)	0,0091 (0,0004)

1. Les erreurs-types de l'effet marginal sont entre parenthèses.

2. Les modèles probit pour les années 2001 et 2002 sont estimés avec 16 groupes fictifs du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord. Pour toutes les autres années, 6 groupes fictifs de la Classification type des industries de 1980 ont été employés pour l'estimation.

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Tableau 6 Fréquence et jours de congé

	Fréquence			Jours de congé			Nombre d'observation
	Congés de maladie payés	Autres congés payés	Congés non payés	Congés de maladie payés	Autres congés payés	Congés non payés	
Hommes	0,37	0,19	0,19	2,04	1,57	1,61	15 254
Moins de 25 ans	0,25	0,12	0,44	0,83	1,64	3,10	668
25 à 34 ans	0,36	0,20	0,26	1,49	1,33	2,60	3 338
35 à 44 ans	0,38	0,18	0,17	2,01	1,51	1,12	5 287
45 à 54 ans	0,39	0,20	0,12	2,36	1,65	1,30	4 377
55 à 64 ans	0,35	0,20	0,11	3,24	2,07	0,93	1 584
Sans jeunes enfants	0,37	0,19	0,18	2,15	1,64	1,63	12 774
Avec jeunes enfants	0,36	0,20	0,20	1,49	1,18	1,51	2 480
Femmes	0,52	0,20	0,18	3,53	1,53	2,06	10 253
Moins de 25 ans	0,34	0,15	0,34	1,46	0,64	2,34	426
25 à 34 ans	0,53	0,18	0,22	2,50	1,36	2,21	2 386
35 à 44 ans	0,55	0,19	0,17	3,44	1,38	1,89	3 712
45 à 54 ans	0,53	0,23	0,15	3,98	1,83	2,30	2 888
55 à 64 ans	0,49	0,20	0,12	6,99	2,37	1,34	841
Sans jeunes enfants	0,51	0,20	0,18	3,56	1,55	1,92	9 071
Avec jeunes enfants	0,56	0,16	0,21	3,37	1,38	3,15	1 182

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1999 et 2001.

Tableau 7 Fréquence des congés, sans effets fixes d'entreprise¹

	Congé de maladie payé		Autre congé payé		Congé non payé	
	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
Femmes	0,0764	5,25	0,0054	0,43	0,0107	0,98
Mariées	0,0005	0,03	0,0171	1,56	-0,0125	-0,94
Jeunes enfants	-0,0084	-0,42	0,0092	0,48	-0,0105	-0,56
Femmes avec jeunes enfants	0,0415	1,11	-0,0516	-1,94	0,0235	0,72
Âge						
25 à 34 ans	0,0673	2,42	0,0275	1,06	-0,0916	-2,87
35 à 44 ans	0,0671	2,36	0,0093	0,35	-0,1408	-4,66
45 à 54 ans	0,0401	1,27	0,0351	1,26	-0,1647	-5,33
55 à 64 ans	-0,0006	-0,02	0,0230	0,77	-0,1885	-6,27
Préfère moins d'heures	0,0438	2,03	-0,0013	-0,09	0,0341	2,18
Horaire flexible	-0,0058	-0,39	0,0127	1,12	-0,0262	-2,35
Satisfait du travail	-0,0262	-1,19	-0,0041	-0,22	-0,0609	-3,36
Taux de salaire horaire	-0,0010	-1,52	-0,0000	-0,03	-0,0011	-2,99
Ancienneté (années)	0,0007	0,84	-0,0002	-0,28	-0,0036	-6,41
Membre d'un syndicat	0,0010	0,06	0,0348	2,51	0,0867	7,38
Avantages sociaux	0,1420	6,45	0,0548	3,77	-0,0790	-4,60
Postes non comblés	0,0214	1,64	0,0029	0,26	-0,0299	-2,80
À but lucratif	-0,1037	-3,71	0,0196	0,98	0,0317	2,20
Griefs formels	0,0210	1,25	0,0147	1,05	-0,0329	-3,27

1. Les autres variables de contrôle sont les variables nominales de la scolarité, le statut d'immigrant, 5 professions, 14 industries, la taille des établissements, les provinces et le revenu non gagné. Le taux de salaire horaire et le revenu non gagné (1 000 \$) sont en dollars constants de 2001.

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1999 et 2001.

Tableau 8 Jours de congé, estimations des moindres carrés tronqués sans effets fixes d'entreprise¹

	Congé de maladie payé		Autre congé payé		Congé non payé	
	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
Femmes	1,070	12,43	0,257	1,49	0,295	1,10
Mariées	-0,199	-2,12	0,408	2,15	-0,491	-1,78
Jeunes enfants	0,219	1,67	-0,197	-0,69	0,100	0,26
Femmes avec jeunes enfants	0,070	0,30	-0,204	-0,38	1,836	2,19
Âge						
25 à 34 ans	0,880	4,21	0,447	1,05	-2,000	-3,76
35 à 44 ans	0,876	4,19	0,281	0,66	-3,332	-6,33
45 à 54 ans	0,463	2,11	0,392	0,89	-3,189	-5,64
55 à 64 ans	0,389	1,47	-0,058	-0,11	-3,615	-4,95
Préfère moins d'heures	0,386	3,24	-0,223	-0,87	1,820	4,65
Horaire flexible	-0,122	-1,58	0,204	1,28	-0,133	-0,53
Satisfait du travail	-0,527	-3,66	-0,372	-1,29	-1,838	-5,09
Taux de salaire horaire	-0,008	-1,60	0,015	1,67	-0,128	-5,57
Ancienneté (années)	0,016	3,20	0,021	2,10	-0,149	-9,31
Membre d'un syndicat	0,230	2,42	0,890	4,76	3,671	12,53
Avantages marginaux	2,218	14,22	1,944	6,55	-2,736	-7,03
Revenu non gagné	-0,001	-1,00	0,002	0,67	0,007	1,40
Postes non comblés	0,381	4,95	0,012	0,76	-0,694	-2,98
À but lucratif	-1,837	-14,24	-0,405	-1,63	1,779	4,23
Griefs formels	0,140	1,67	0,501	2,83	-0,974	-3,52

1. Les autres variables de contrôle sont les variables nominales de la scolarité, le statut d'immigrant, 5 professions, 14 industries, la taille des établissements, les provinces et le revenu non gagné. Le taux de salaire horaire et le revenu non gagné (1 000 \$) sont en dollars constants de 2001.

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1999 et 2001.

Tableau 9 Fréquence des congés, modèle de probabilité linéaire avec effets fixes d'entreprise¹

	Congé de maladie payé		Autre congé payé		Congé non payé	
	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
Femmes	0,0509	2,87	0,0107	0,73	0,0026	0,21
Mariées	0,0008	0,05	0,0070	0,63	-0,0014	-0,11
Jeunes enfants	-0,0155	-0,72	0,0104	0,49	-0,0111	-0,49
Femmes avec jeunes enfants	0,0435	1,13	-0,0779	-2,71	0,0284	0,76
Âge						
25 à 34 ans	0,0121	0,44	0,0048	0,17	0,0324	-1,15
35 à 44 ans	-0,0019	-0,07	-0,0019	-0,07	-0,0830	-3,04
45 à 54 ans	-0,0239	-0,73	0,0232	0,78	-0,1055	-3,70
55 à 64 ans	-0,0558	-1,61	0,0098	0,31	-0,1321	-4,56
Préfère moins d'heures	0,0570	2,93	0,0063	0,47	0,0410	2,50
Horaire flexible	-0,0071	-0,52	0,0188	1,43	-0,0211	-1,90
Satisfait du travail	-0,0450	-2,19	-0,0235	-1,25	-0,0465	-2,77
Taux de salaire horaire	-0,0016	-2,05	-0,0006	-1,13	-0,0010	-2,10
Ancienneté (années)	0,0004	0,37	-0,0015	-1,75	-0,0023	-4,12
Membre d'un syndicat	-0,0316	-1,60	0,0645	4,29	0,1089	7,84
Avantages sociaux	0,0739	2,49	0,0429	2,56	-0,0407	-1,89
Postes non comblés	-0,0154	-0,95	-0,0083	-0,59	-0,0605	-4,34

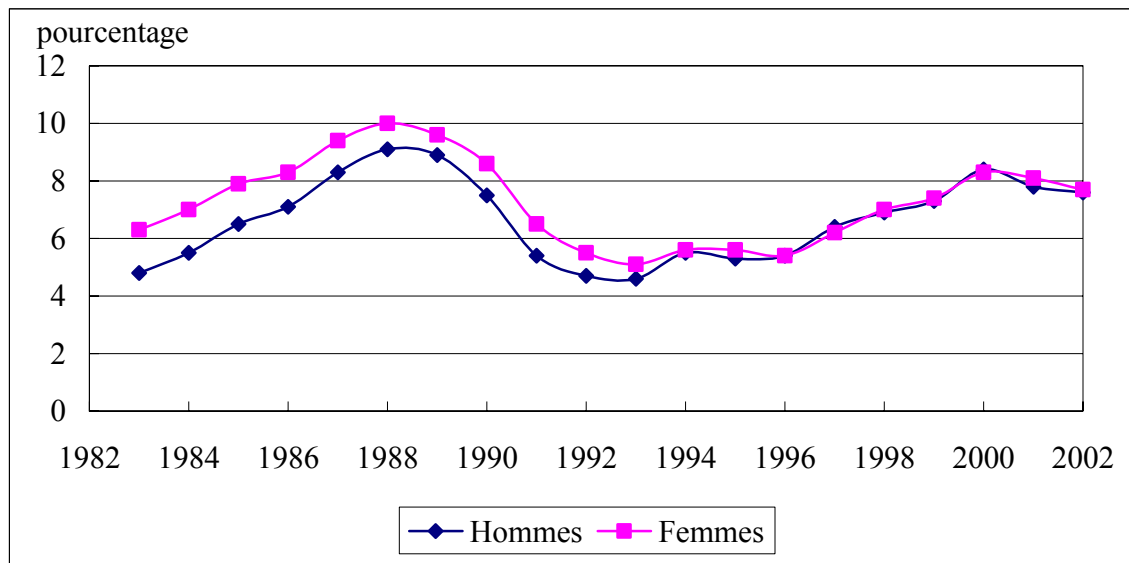
1. Le taux de salaire horaire et le revenu des autres membres de la famille (1 000 \$) sont en dollars constants de 2001.
Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1999 et 2001.

Tableau 10 Jours de congé, estimations des moindres carrés tronqués avec effets fixes d'entreprise¹

	Congé de maladie payé		Autre congé payé		Congé non payé	
	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
Femmes	0,739	6,21	0,281	1,34	0,458	1,60
Mariées	-0,167	-0,97	0,193	0,77	-0,202	-0,69
Jeunes enfants	0,338	1,22	-0,205	-0,72	-0,137	-0,39
Femmes avec jeunes enfants	-0,086	-0,19	-0,425	-0,90	1,737	2,41
Âge						
25 à 34 ans	0,151	0,39	0,333	0,63	-1,230	-2,60
35 à 44 ans	0,112	0,25	0,075	0,14	-2,386	-5,15
45 à 54 ans	-0,352	-0,81	0,115	0,20	-2,242	-4,24
55 à 64 ans	-0,252	-0,51	-0,114	-0,19	-2,968	-4,40
Préfère moins d'heures	0,312	2,18	-0,318	-1,13	1,923	5,18
Horaire flexible	-0,051	-0,42	0,190	0,95	-0,147	-0,54
Satisfait du travail	-0,733	-3,75	-0,168	-0,54	-1,500	-5,04
Taux de salaire horaire	-0,023	-4,47	0,002	0,07	-0,074	-2,86
Ancienneté (années)	0,012	1,69	0,004	0,27	-0,112	-6,16
Membre d'un syndicat	0,083	0,47	0,856	3,17	3,823	9,12
Avantages sociaux	1,396	3,95	0,830	2,10	-1,572	-3,12
Revenu non gagné	-0,002	-0,77	3,8-E6	0,001	0,002	0,14
Postes non comblés	0,219	1,16	-0,114	-0,45	-0,784	-2,18

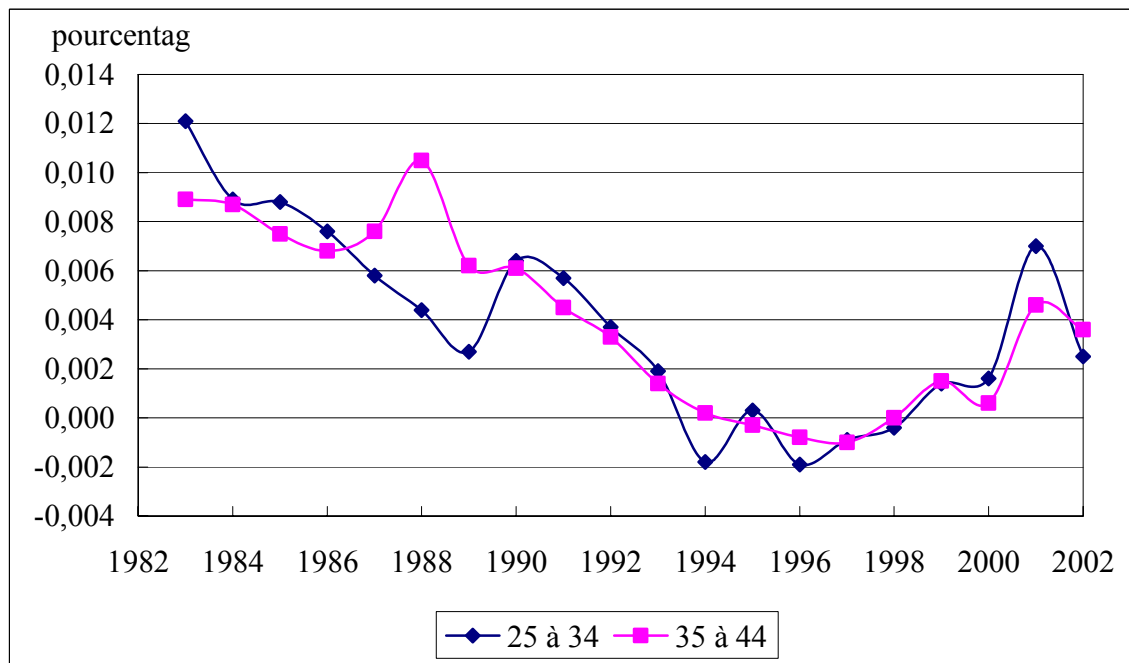
1. Le taux de salaire horaire et le revenu des autres membres de la famille (1 000 \$) sont en dollars constants de 2001.
Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1999 et 2001.

Figure 1 Taux de départs permanents, hommes et femmes de 15 à 64 ans, 1983 à 2002



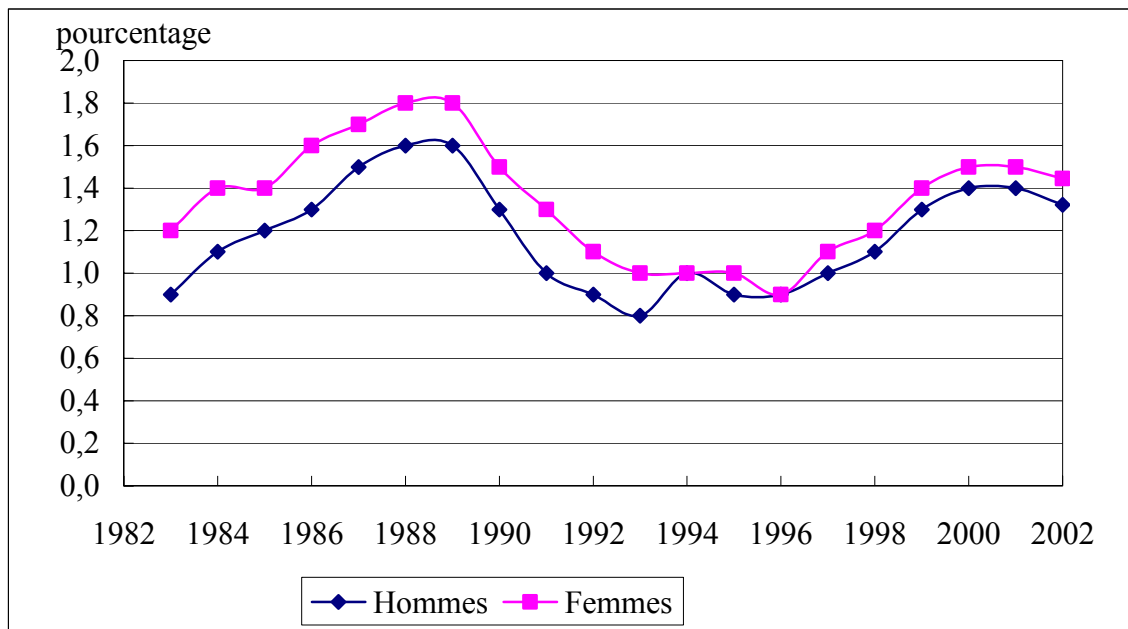
Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Figure 2 Effet marginal des femmes de 25 à 34 ans et de 35 à 44 ans, modèle probit pour les départs permanents



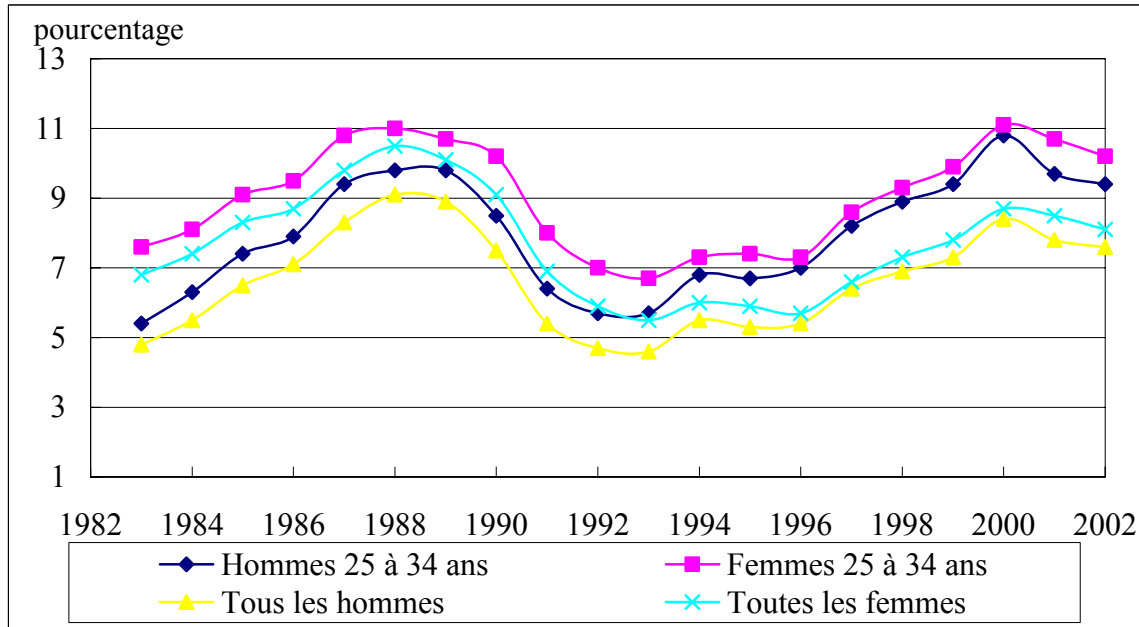
Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Figure 3 Taux de départs temporaires, hommes et femmes de 15 à 64 ans, Canada



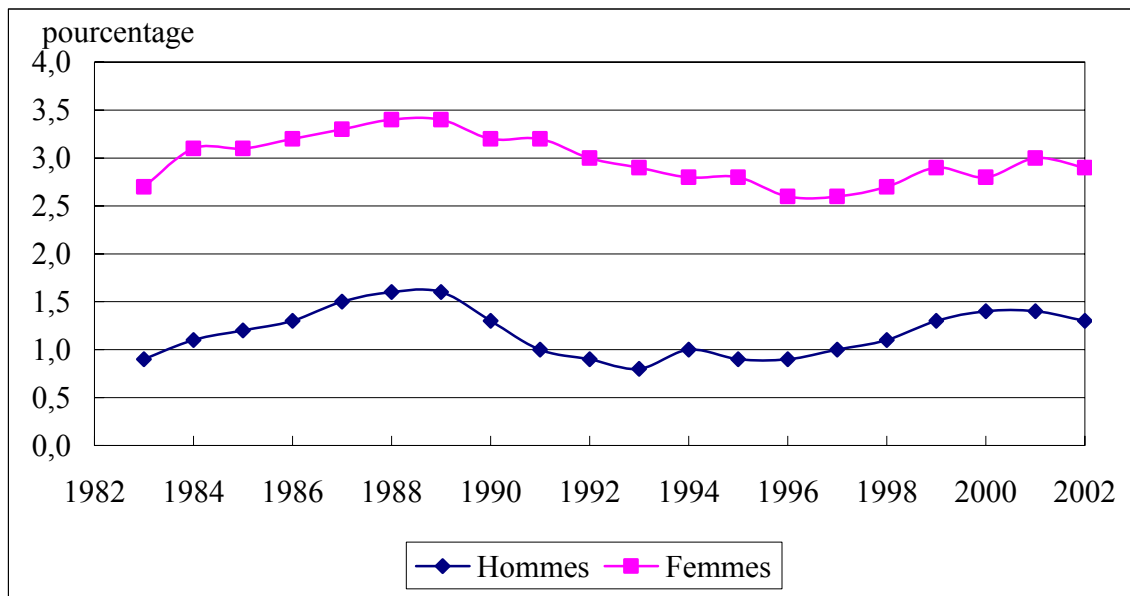
Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Figure 4 Taux de départs permanents, autre définition



Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Figure 5 Taux de départs temporaires, autre définition



Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2003 (échantillon de 10 %).

Annexe 1 Lois et conventions collectives canadiennes relatives aux congés

Au Canada, les congés sont régis par des lois fédérales et provinciales. Le Code canadien du travail régleme les normes d'emploi pour les industries qui relèvent de la juridiction fédérale. Ces industries sont d'envergure interprovinciale, nationale ou internationale et comprennent les chemins de fer, les compagnies aériennes, les banques, le transport des marchandises, la radio, la télévision et les communications. La plupart des industries au Canada relèvent de la juridiction provinciale et, par conséquent, pour la vaste majorité des entreprises et des employés, les absences du travail sont réglementées par les législations provinciales du travail.

En vertu de la législation fédérale et provinciale sur les normes du travail, les travailleurs canadiens peuvent prendre des congés de maladie, des congés parentaux (de maternité ou de paternité) et un certain nombre d'autres congés pour des raisons personnelles. Pour les travailleurs en congé de maladie non payé, la loi prévoit une protection contre le congédiement, la mise à pied, la suspension et d'autres mesures disciplinaires. La législation canadienne sur les normes du travail comprend également divers autres congés visant à permettre aux employés de faire face à leurs obligations personnelles et familiales. Outre les vacances et les congés de maternité (qui ne sont pas inclus dans le cadre de cette étude), les travailleurs canadiens dans toutes les juridictions ont droit au congé pour fonctions judiciaires. Dans certaines juridictions, ils ont également droit au congé pour décès, au congé de mariage, au congé parental et au congé pour obligations familiales.

Cependant, la législation canadienne laisse une grande place aux employeurs et aux travailleurs pour négocier le nombre de congés, la rémunération, la sécurité d'emploi et d'autres aspects des congés. Par exemple, les normes d'emploi prévoient le droit légal pour les travailleurs canadiens de prendre des congés de maladie et assurent la sécurité d'emploi des travailleurs qui prennent des congés de maladie non payés, mais ce sont les conventions collectives ou les politiques de l'employeur en matière de congés qui déterminent directement si un travailleur est payé ou non, le nombre de congés de maladie qu'il peut prendre, s'il a besoin d'un certificat médical ou s'il peut reprendre le poste qu'il occupait après avoir pris un congé de maladie payé.

En fait, les dispositions expresses concernant les congés de maladie varient sensiblement entre les entreprises et les conventions collectives. Certaines entreprises offrent aux employés la possibilité de prendre un congé de maladie pendant un certain temps sans perte de salaire. Par exemple, environ 50 % des principales conventions collectives canadiennes prévoient des congés de maladie payés, et certaines entreprises continuent de payer des avantages sociaux à ceux qui prennent des congés de maladie²². De plus, certains travailleurs peuvent accumuler des crédits de congé de maladie et les reporter ou utiliser leurs crédits de congé de maladie pour certaines obligations familiales.

22. Pour des renseignements plus détaillés, voir Développement des ressources humaines Canada (2001).

La majorité des conventions collectives canadiennes contiennent des dispositions relatives aux congés pour raisons personnelles, la plupart du temps non payés. Environ le tiers des conventions collectives canadiennes contiennent des dispositions concernant les congés pour prendre soin d'un membre de la famille qui est malade (voir la note n° 22 en bas de page). Ici encore, le nombre de jours de congé qu'un travailleur peut prendre dans une année et s'il est payé ou non lorsqu'il prend ces congés dépendent des conventions en vigueur ou de la politique de l'entreprise s'il n'existe pas de convention collective entre les travailleurs et l'employeur.

Annexe 2 Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Écart-type
Fréquence		
Congés de maladie payés	0,4360	0,4959
Autres congés payés	0,1963	0,3972
Congés non payés	0,1643	0,3705
Jours de congé		
Congés de maladie payés	2,6390	10,1395
Autres congés payés	1,6935	9,9038
Congés non payés	1,6443	10,1119
Femmes	0,4020	0,4903
Mariées	0,7440	0,4364
Présence de jeunes enfants	0,1436	0,3507
Femmes avec jeunes enfants	0,0463	0,2102
Âge		
17 à 24 ans	0,0429	0,2026
25 à 34 ans	0,2244	0,4172
35 à 44 ans	0,3528	0,4779
45 à 54 ans	0,2848	0,4513
55 à 64 ans	0,0951	0,2933
Préfère moins d'heures	0,1046	0,3060
Horaire flexible	0,3109	0,4629
Satisfait du travail	0,9119	0,2835
Niveau de scolarité		
Inférieur au secondaire	0,1086	0,3112
Études secondaires	0,1807	0,3848
Études collégiales	0,5253	0,4994
Études universitaires	0,1854	0,3886
Immigrant	0,1659	0,3720
Taux de salaire horaire	22,240	12,075
Ancienneté d'emploi (années)	11,186	8,8037
Membre d'un syndicat	0,3633	0,4810
Avantages sociaux	0,8923	0,3100
Revenu non gagné (1 000 \$)	29,368	38,607
Profession		
Gestionnaire (groupe de référence)	0,1288	0,3350
Professionnel	0,1617	0,3682
Techniques et métiers	0,4580	0,4983
Marketing	0,0206	0,1421
Travail de bureau	0,1654	0,3716
Production	0,0654	0,2472

Annexe 2 Statistiques descriptives (fin)

Variable	Moyenne	Écart-type
Taille de l'établissement		
Année = 1999	0,5483	0,4977
10 à 19 travailleurs	0,0856	0,2797
20 à 99 travailleurs	0,3808	0,4856
100 à 499 travailleurs	0,3414	0,4742
500 travailleurs ou plus	0,1923	0,3941
Postes non comblés >0	0,4363	0,4959
Système officiel de règlement des griefs	0,5802	0,4935
À but lucratif	0,8384	0,3691
Industrie		
Foresterie, mines, pétrole et gaz	0,0468	0,2112
Fabrication (à forte intensité de main-d'œuvre)	0,0685	0,2527
Fabrication primaire	0,0714	0,2575
Fabrication secondaire (groupe de référence)	0,0575	0,2328
Fabrication (à forte intensité de capital)	0,0805	0,2721
Construction	0,0774	0,2673
Transport et entreposage	0,1230	0,3285
Communications et services publics	0,0518	0,2217
Commerce de détail	0,0560	0,2298
Finances et assurances	0,0897	0,2858
Immobilier et services	0,0346	0,1827
Services aux entreprises	0,0683	0,2523
Éducation et santé	0,1171	0,3216
Information et culture	0,0574	0,2324
Province		
Terre-Neuve	0,0201	0,1404
Île-du-Prince-Édouard	0,0046	0,0679
Nouvelle-Écosse	0,0471	0,2119
Nouveau-Brunswick	0,0399	0,1957
Québec	0,2361	0,4247
Ontario (groupe de référence)	0,2824	0,4502
Manitoba	0,0623	0,2417
Saskatchewan	0,0460	0,2094
Alberta	0,1181	0,3227
Colombie-Britannique	0,1435	0,3506

Note : Tous les chiffres ont été calculés par l'auteur à partir de la source ci-dessous.

Source : Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1999 et 2001.

Bibliographie

- Akyeampong, E. 2005. « Fiche : absences du travail ». *L'emploi et le revenu en perspective*. 6, 4 : 22–32. N° 75–001–XIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Allen, S. 1981. « An Empirical Model of Work Attendance ». *Review of Economics and Statistics*. 63, 1 : 77–87.
- Arai, M. et P. Skogman Thoursie. 2004. « Sickness absence: Worker and establishment effects ». *Swedish Economic Policy Review*. 11, 1 : 9–28.
- Barmby, T. et J. Treble. 1991. « Absenteeism in a medium-sized manufacturing plant ». *Applied Economics*. 23, 1 : 161–166.
- Barmby, T. et G. Stephan. 2000. « Worker absenteeism: why firm size may matter ». *The Manchester School*. 68, 5 : 568–577.
- Benjamin, D., M. Gunderson et W. Craig Riddell. 1998. « Labour Market Economics ». Quatrième édition. Toronto : McGraw-Hill Ryerson Ltd.
- Blau, F. et L. Kahn. 1981. « Race and Sex Differences in Quits by Young Workers ». *Industrial and Labor Relations Review*. 34, 4 : 563–577.
- Bridges, S. et K. Mumford. 2001. « Absenteeism in the UK: A comparison across genders ». *The Manchester School*. 69, 3 : 276–284.
- Brown, S. et J. Sessions. 1996. « The Economics of Absence: Theory and Evidence ». *Journal of Economic Surveys*. 10, 1 : 23–53.
- Chaudhury, M. et I. Ng. 1992. « Absenteeism predictors: least squares, rank regression, and model selection results ». *Revue canadienne d'économique*. XXV, 3 : 615–635.
- Développement des ressources humaines Canada. 2001. *Les dispositions favorisant la conciliation travail-famille dans les conventions collectives au Canada*. Ottawa : DRHC.
- Dionne, G. et B. Dostie. 2005. « New Evidence on the Determinants of Absenteeism Using Linked Employer-Employee Data ». Cahiers de recherche de CIRPÉE, n° 05-21. Montréal : Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques Économiques et l'Emploi.
- Donohue, J. 1988. « Determinants of Job Turnover of Young Men and Women in the United States: a Hazard Rate Analysis ». *Research in Population Economics*. 6 : 257–301.
- Dunn, L. et S.A. Youngblood. 1986. « Absenteeism as a Mechanism for Approaching an Optimal Labour Market Equilibrium: An Empirical Study ». *The Review of Economics and Statistics*. 68, 4 : 668–674.

- Ehrenberg, R. et R. Smith. 1994. « Modern Labor Economics: Theory and Public Policy ». Quatrième édition. Harper Collins College Publishers.
- Frederiksen, A. 2006. « Gender Differences in Job Separation Rates and Employment Stability: New Evidence from Employer-Employee Data ». Bonn, Allemagne : Document de consultation n° 2147 de l'Institute for the Study of Labor (IZA).
- Honoré, B.E. 1992. « Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects ». *Econometrica*. 60, 3 : 533–565.
- Honoré, B.E. et J.L. Powell. 1994. « Pairwise Difference Estimators of Censored and Truncated Regression Models ». *Journal of Econometrics*. 64, 1-2 : 241–278.
- Kuhn, P. et A. Sweetman. 1998. « Unemployment insurance and quits in Canada ». *Revue canadienne d'économie*. 31, 3 : 549–572.
- Lazear, E. et S. Rosen. 1990. « Male-Female Wage Differentials in Job Ladders ». *Journal of Labor Economics*. 8, 1 (Partie 2) : S106–S123.
- Leigh, J. 1983. « Sex Differences in Absenteeism ». *Industrial Relations*. 22, 3 : 349–361.
- Leigh, J. 1991. « Employee and Job Attributes as Predictors of Absenteeism in a National Sample of Workers: The Importance of Health and Dangerous Working Conditions ». *Social Science and Medicine*. 33, 2 : 127–137.
- Light, A. et M. Ureta. 1992. « Panel Estimates of Male and Female Job Turnover Behavior: Can Female Nonquitters be Identified? ». *Journal of Labor Economics*. 10, 2 : 156–181.
- Meitzen, M.E. 1986. « Differences in Male and Female Job-quitting Behavior ». *Journal of Labor Economics*. 4, 2 : 151–167.
- Moffitt, R. 1999. « New Development in Econometric Methods for Labor Market Analysis ». Dans *Handbook of Labor Economics*. Volume 3A, chapitre 24. O. Ashenfelter et D. Card (rév.). Amsterdam, Pays-Bas : Elsevier Science B.V.
- Morissette, R. 2004. *Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada?* Direction des études analytiques, documents de recherche. N° 11F0019MIF2004218 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Paringer, L. 1983. « Women and Absenteeism: Health or Economics ». *American Economic Review*. 73, 2 : 123–127.
- Viscusi, K. 1980. « Sex Differences in Worker Quitting ». *Review of Economics and Statistics*. 62, 3 : 388–398.

Vistness, J. 1997, « Gender Differences in Days of Lost form Work due to Illness ». *Industrial and Labor Relations Review*. 50, 2 : 304–323.