



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 293

ISSN: 1205-9161

ISBN: 978-0-662-73163-4

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Comprendre les différences régionales dans les heures de travail

par Andrew Heisz et Sébastien LaRoche-Côté

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

Comprendre les différences régionales dans les heures de travail

par

Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté

11F0019 n° 293

ISSN : 1205-9161

ISBN : 978-0-662-73163-4

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

Janvier 2007

Les noms des auteurs sont inscrits en ordre alphabétique.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission 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 ou 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. 293).

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises et 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

<i>Sommaire exécutif</i>	5
<i>1. Introduction</i>	7
<i>2. Contexte</i>	8
<i>3. Données et méthodes</i>	14
<i>4. Analyse des différences sur le plan de la moyenne annuelle des heures de travail</i>	16
<i>5. Analyse des différences dans la distribution des heures de travail annuelles</i>	17
<i>6. Conclusion</i>	19
<i>Annexe A. Description de la méthode de décomposition DFL</i>	39
<i>Annexe B. Description de la décomposition inverse</i>	43
<i>Bibliographie</i>	49

Résumé

Depuis quelques années, les différences dans les heures de travail entre le Canada et d'autres pays ont fait l'objet de nombreuses recherches. Par contre, on a accordé généralement moins d'attention aux différences régionales dans les heures de travail, même si certaines des différences interrégionales au niveau de la moyenne des heures annuelles sont comparables à la différence qui existe dans les heures de travail entre le Canada et les États-Unis. À l'aide des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004, la présente étude examine dans quelle mesure les différences dans les heures de travail entre l'Ontario et cinq autres régions du Canada peuvent être expliquées par des différences « observables », ce qui comprend les différences dans le statut syndical, la structure industrielle, les conditions d'emploi et les caractéristiques démographiques. Ces différences « observables » sont relativement efficaces pour expliquer les différences entre la part des personnes qui travaillent à temps réduit et la part de celles qui travaillent selon un horaire à temps plein toute l'année. Par contre, elles n'expliquent pas pourquoi certaines régions ont une plus grande part de personnes travaillant de longues heures, n'expliquent pas entièrement la part plus élevée de travailleurs à temps réduit en Atlantique et en Colombie-Britannique, et n'expliquent pas pourquoi les Québécois sont beaucoup plus susceptibles de travailler selon un horaire à temps plein toute l'année « moins chargé » (entre 1 500 et 1 900 heures par année). Ainsi, les différences qui demeurent inexpliquées laissent entendre que des facteurs « non observables » (ceux qui sont plus difficiles à observer dans les enquêtes-ménages) contribuent aussi à exacerber les différences régionales dans les heures de travail. Ceux-ci comprennent notamment les incitations liées aux inégalités des salaires, les incitations ou désincitations liées aux politiques fiscales progressives, les différences dans les facteurs macroéconomiques, les différences sur le plan des préférences, ainsi que les différences institutionnelles.

Sommaire exécutif

Ces dernières années, les différences internationales dans les heures de travail ont fait l'objet de nombreuses recherches. On a accordé généralement moins d'attention aux différences régionales dans les heures de travail au Canada, même si ces différences sont comparables à la différence dans les heures de travail entre le Canada et les États-Unis. Dans le présent document, nous décrivons les différences observées en 2004 dans les heures de travail de six régions du Canada à partir d'un échantillon représentatif de 19 500 travailleurs de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Nous examinons aussi les hypothèses qui pourraient expliquer ces différences.

Le nombre moyen d'heures par travailleur est plus faible que la moyenne canadienne au Québec, dans l'Atlantique et en Colombie-Britannique. Dans l'Atlantique et en Colombie-Britannique, le faible nombre d'heures de travail s'explique par une plus grande part de travailleurs à temps réduit. Au Québec, la plus grande fréquence de l'horaire à temps plein toute l'année « moins chargé » (l'équivalent de 29 à 37 heures de travail par semaine sur 52 semaines) constitue la principale différence par rapport au reste du pays, et aussi par rapport à l'Ontario. Cela signifie que les différences entre ces deux provinces du point de vue du nombre moyen d'heures de travail sont en bonne partie le résultat de différences au milieu de la distribution des heures.

Le nombre moyen d'heures est plus élevé que la moyenne canadienne en Ontario, au Manitoba–Saskatchewan et en Alberta. Même si les différences sur le plan de la moyenne des heures de travail sont relativement faibles d'une région à l'autre, les hommes du Manitoba–Saskatchewan et de l'Alberta sont relativement plus susceptibles de travailler plus de 2 300 heures par année (longues heures), et les femmes sont relativement plus susceptibles de travailler moins de 1 500 heures (temps réduit). L'Ontario compte plus de personnes travaillant entre 1 500 et 2 300 heures (horaire à temps plein toute l'année).

Qu'est-ce qui explique les différences régionales dans les heures de travail? De nombreuses explications sont fournies par les études internationales du temps de travail pour les différences internationales dans les heures de travail, explications qui peuvent aussi s'appliquer aux différences régionales dans les heures de travail. Ces explications peuvent être réparties en deux groupes : les facteurs observables (facteurs qui peuvent être facilement quantifiés à l'aide des enquêtes-ménages) et les facteurs non observables (facteurs qui sont difficiles à observer dans les enquêtes-ménages). Les facteurs non observables comprennent notamment les différences dans les incitations liées à l'inégalité des salaires, les différences dans les taux d'imposition, les différences dans les facteurs macroéconomiques, les différences liées au mode de vie et aux préférences sur le plan local et les différences institutionnelles. Les facteurs observables comprennent les différences dans le statut syndical, la structure industrielle, les conditions d'emploi et les caractéristiques démographiques.

À l'aide de techniques de décomposition, nous déterminons dans quelle mesure les différences dans les heures de travail entre l'Ontario et cinq autres régions du Canada peuvent être expliquées par des différences sur le plan du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques. Même si les facteurs observables sont relativement inefficaces pour expliquer les différences dans les heures moyennes de travail, ils le sont davantage pour expliquer les différences régionales quant à la part de personnes qui travaillent à temps réduit (moins de 1 500 heures). Par exemple, les facteurs observables

expliquent presque complètement pourquoi les travailleurs du Québec et du Manitoba–Saskatchewan étaient plus susceptibles de travailler à temps réduit que leurs homologues de l’Ontario. Par ailleurs, les facteurs observables expliquent un tiers à deux tiers des différences dans la part de personnes travaillant entre 1 900 et 2 300 heures par année. Parmi les facteurs observables, les différences sur le plan du statut syndical et des caractéristiques démographiques n’expliquent pas pourquoi les heures de travail diffèrent d’une région à l’autre. Les différences dans la structure industrielle et dans les conditions d’emploi (ce qui comprend la taille de l’entreprise et les responsabilités de gestion) expliquent une part plus importante des différences dans les heures de travail. Toutefois, les facteurs observables n’expliquent pas les différences dans les longues heures de travail, n’expliquent pas complètement la part plus élevée de travailleurs à temps réduit dans l’Atlantique et en Colombie-Britannique, et n’expliquent pas non plus la plus grande fréquence de l’horaire à temps plein toute l’année « moins chargé » au Québec (entre 1 500 et 1 900 heures par année). Les différences qui demeurent inexpliquées laissent entendre que les facteurs « non observables » contribuent aussi à exacerber les différences régionales dans les heures de travail.

1. Introduction

Depuis quelques années, les différences internationales dans les heures de travail ont fait l'objet d'une volumineuse littérature. Ces différences sont intéressantes pour plusieurs raisons. Premièrement, le temps de travail est étroitement relié au produit intérieur brut (PIB) par habitant, et l'examen des différences dans le temps de travail permet donc de mieux comprendre les différences dans la croissance économique globale (Armstrong, Harchaoui, Jackson et Takhani, 2002; Heisz et LaRochelle-Côté, 2003). Deuxièmement, les tendances en matière de temps de travail ont été associées à toute une gamme d'indicateurs de bien-être au niveau individuel et familial (Pannozzo et Colman, 2004; Higgins et Duxbury, 2002; Shields, 1999; Frederick et Fast, 1998; Williams, 2003; Scott, Tompa et Trevithick, 2004).

On a accordé généralement moins d'attention aux différences régionales dans les heures de travail même si, dans certains cas, les différences dans les heures de travail annuelles sont comparables à la différence dans les heures de travail entre le Canada et les États-Unis. De plus, des différences importantes existent sur le plan de la distribution des heures de travail entre les régions. Compte tenu des répercussions possibles de ces différences sur la croissance économique globale et le bien-être, il semble qu'un examen détaillé des différences régionales dans le temps de travail s'impose depuis longtemps.

Les causes des différences liées aux heures de travail font l'objet d'un débat considérable. De façon générale, il est possible de regrouper celles-ci en deux catégories de facteurs : les facteurs « observables » et les facteurs « non observables » (ou, plus précisément, ceux plus difficiles à mesurer à l'aide des enquêtes-ménages). L'objectif du présent document est d'examiner les différences régionales dans les heures de travail annuelles. En plus de fournir plusieurs statistiques descriptives, ce document cherche également à déterminer dans quelle mesure ces différences peuvent être expliquées par des différences dans le statut syndical, la structure industrielle, les conditions d'emploi et les facteurs démographiques. Si ces facteurs observables arrivaient à expliquer toutes les différences régionales dans les heures de travail, cela voudrait dire que l'on exagère l'importance des facteurs non observables (notamment les préférences sur le plan des loisirs, les différences institutionnelles, les incitations liées à l'inégalité des salaires, et les désincitations liées aux politiques fiscales) pour expliquer les différences dans les heures de travail d'une région à l'autre.

L'étude utilise les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004 et une méthode développée par DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) (appelée « DFL » ci-après) afin de décomposer la distribution des heures de travail. Cette méthode nous permet d'utiliser la densité complète des heures pour établir une distribution hypothétique des heures de travail qui prévaudrait dans une région donnée si les travailleurs présentaient les mêmes caractéristiques observables dans toutes les régions.

Nous procédons en deux étapes. Premièrement, nous utilisons la décomposition d'Oaxaca afin d'examiner la part de la différence dans les heures de travail annuelles moyennes entre l'Ontario (la région de référence) et cinq autres régions du Canada (l'Atlantique¹, le Québec, le Manitoba-Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique) qui peut être expliquée par les quatre facteurs observables indiqués précédemment. Deuxièmement, nous décrivons les différences régionales dans la distribution des heures de travail, et nous appliquons la méthode décrite dans

1. Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick.

DFL afin d'estimer dans quelle mesure les différences de distribution entre l'Ontario et les cinq autres régions peuvent être attribuées à ces facteurs observables.

2. Contexte

Les comparaisons internationales des heures de travail ont suscité beaucoup d'intérêt chez les universitaires et les décideurs publics. Des comparaisons multinationales des heures de travail sont publiées et mises à jour régulièrement (Organisation de coopération et de développement économiques [OCDE], 1995, 1997, 2001, 2004; van Ark, 2002). Les exemples d'études exhaustives axées sur les différences internationales dans le temps de travail abondent également. Plus récemment, les différences dans les heures de travail entre les États-Unis et l'Allemagne ont été bien documentées et ont fait l'objet de nombreuses discussions (Bell et Freeman, 1996, 2000, 2001; Osberg, 2001). De même, l'écart transversal canado-américain dans les heures de travail a fait l'objet de nombreuses études qui examinent les différences dans les niveaux de vie entre les deux pays (Sharpe, 2003; Fortin, 2003; Institute for Competitiveness and Prosperity, 2006) ou décrivent l'évolution historique des heures de travail annuelles (Heisz et LaRochelle-Côté, 2003). Avec l'élaboration récente de sources internationales de données sur le travail, il est probable que les comparaisons des heures de travail entre pays continueront à susciter beaucoup d'intérêt.

Les différences internationales dans les heures de travail importent, et ce, pour plusieurs raisons. Par définition, les heures sont reliées au PIB par habitant, un indicateur de croissance économique examiné fréquemment (Armstrong, Harchaoui, Jackson et Takhani, 2002). En outre, il existe une documentation de plus en plus détaillée portant sur les effets du temps de travail sur le bien-être (Pannozzo et Colman, 2004; Higgins et Duxbury, 2002), y compris les effets néfastes provoqués par un surplus de travail (Shields, 1999; Frederick et Fast, 1998; Williams, 2003) ou par un manque de travail (Scott, Tompa et Trevithick, 2004).

Fait intéressant, moins d'études s'attardent à expliquer les différences dans les heures de travail à l'intérieur des pays, même si la majeure partie de la discussion ci-dessus s'applique également aux différences régionales dans les heures de travail. Cette observation vaut pour le Canada, où les différences dans les heures de travail d'une région ou province à l'autre ont été clairement démontrées. En décrivant les résultats d'une enquête sur les employés des grandes entreprises, Higgins et Duxbury (2003) ont noté des différences marquées dans les tendances en matière de temps de travail d'une région canadienne à l'autre. Fortin (2003) signale également le même phénomène entre l'Ontario et le Québec.

Les différences en termes de moyenne des heures de travail annuelles pour l'année la plus récente de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 2004 sont illustrées à la figure 1 pour les travailleurs âgés de 25 à 54 ans. Les travailleurs de l'Alberta avaient le plus grand nombre d'heures, ceux âgés de 25 à 54 ans travaillant en moyenne 1 880 heures par année, ce qui correspond à environ 36 heures de travail par semaine pour un travailleur à temps plein toute l'année. Les travailleurs du Manitoba-Saskatchewan et de l'Ontario suivaient de près, travaillant en moyenne respectivement 1 860 et 1 850 heures. Toutefois, le nombre d'heures moyen était beaucoup moindre chez les travailleurs de l'Atlantique (1 780 heures), de la Colombie-Britannique (1 790 heures) et du Québec (1 750 heures)². Ainsi, dans certains cas, les

2. Les chiffres des heures annuelles moyennes sont arrondis à la dizaine près.

différences régionales dans les heures moyennes étaient comparables à l'écart canado-américain³.

Même si les tendances étaient similaires chez les hommes et chez les femmes, les différences étaient plus marquées chez les hommes. C'est au Manitoba–Saskatchewan et en Alberta que les hommes ont travaillé le plus d'heures (2 080 et 2 060 heures respectivement). Par contre, les hommes québécois ont travaillé moins d'heures que ceux dans toutes les autres régions en moyenne (figure 2). Le nombre d'heures travaillées par les femmes dans l'Atlantique, au Québec et en Colombie-Britannique était inférieur à la moyenne canadienne, et les Ontariennes ont travaillé le plus longtemps, c'est-à-dire environ 1 700 heures par année en moyenne (figure 3).

Il est nécessaire d'examiner la distribution des heures de travail afin de mieux comprendre les différences interrégionales sur le plan des heures dans toutes les régions. Les distributions sont caractérisées par une importante concentration des observations autour de 1 304, 1 564, 1 825, 1 955, 2 086, 2 190, 2 294 et 2 607 heures, ce qui correspond à 25, 30, 35, 37,5, 40, 42, 44 et 50 heures par semaine pour les personnes travaillant toute l'année. Par conséquent, nous calculons des statistiques descriptives pour les intervalles de la distribution des heures de travail, orientant nos concentrations de réponses vers le milieu des intervalles en question. Le tableau 1 montre les intervalles utilisés. Les années de travail qui se chiffrent entre 1 900 et 2 300 heures correspondent à un horaire de travail « normal à temps plein toute l'année ». L'horaire « moins chargé à temps plein toute l'année » correspond à un horaire de 29 à 37 heures par semaine toute l'année. Le tableau comprend deux catégories de temps réduit, lesquelles correspondent à divers agencements de travail à temps partiel, et/ou pendant une partie de l'année. Enfin, le tableau comprend deux catégories pour ceux qui travaillent des longues heures.

Le tableau 2 indique la distribution des heures de travail annuelles pour toutes les régions en 2004, et fait ressortir d'importantes différences dans la distribution des heures de travail de l'Ontario et des cinq autres régions. Dans l'Atlantique, moins de personnes avaient un horaire normal à temps plein toute l'année. Parmi les hommes âgés de 25 à 54 ans, la répartition était très asymétrique : seulement 51,7 % d'entre eux avaient un horaire normal à temps plein toute l'année (comparativement à 67,2 % des Ontariens âgés de 25 à 54 ans), et de nombreux hommes ont effectué des heures plus courtes ou plus longues : 12,8 % de tous les hommes âgés de 25 à 54 ans ont travaillé moins de 1 100 heures, mais un grand nombre d'entre eux (17,5%) ont travaillé au moins 2 300 heures par année.

Au Québec, la distribution des heures de travail était également assez différente des autres. Premièrement, le Québec comptait une proportion beaucoup plus élevée de personnes travaillant d'après un horaire moins chargé à temps plein toute l'année (particulièrement dans les cas des femmes) — et une proportion plus faible de personnes qui travaillaient d'après un horaire normal à temps plein toute l'année (43,7 % par rapport à 57,0 % en Ontario). En fait, il semblerait même que l'horaire moins chargé à temps plein toute l'année soit un phénomène propre au Québec, puisqu'il touche un travailleur sur cinq et une travailleuse sur trois dans cette province —

3. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) est la seule enquête fondée sur les personnes qui fournit directement de l'information sur les heures de travail annuelles. Statistique Canada produit aussi régulièrement des estimations sur les heures effectivement travaillées par travailleur et par année dans le but d'établir des estimations de la productivité du travail qui sont compatibles avec le Système de comptabilité nationale, en se servant de plusieurs enquêtes-entreprises et d'enquêtes-ménages. Les estimations des heures de travail effectives par travailleur font également ressortir des différences importantes dans les heures de travail régionales, avec relativement moins d'heures travaillées au Québec et en Colombie-Britannique, et davantage d'heures travaillées en Alberta (tableau CANSIM n° 383-0009).

presque le double du taux observé dans les cinq autres régions. Deuxièmement, les longues heures de travail semblent être moins courantes au Québec, particulièrement chez les femmes. Seulement 2,6 % des femmes de 25 à 54 ans ont travaillé 2 300 heures et plus en 2004, ce qui correspond à la moitié de la proportion d'Ontariennes qui ont fait de longues heures.

En Ontario, 57,0 % de tous les travailleurs et plus des deux tiers des hommes ont travaillé d'après un horaire de travail normal à temps plein toute l'année, plus que dans toute autre région. En conséquence, moins de personnes ont travaillé moins de 1 500 heures (18,7 %) et moins de personnes ont travaillé de longues heures en Ontario (8,4 %) que dans les autres régions, à l'exception du Québec. À cet égard, les tendances étaient assez semblables chez les hommes et chez les femmes.

Au Manitoba–Saskatchewan et en Alberta, les travailleurs ont été plus susceptibles de travailler de longues heures. Comparativement à l'Ontario, ces deux régions ont eu davantage de femmes de 25 à 54 ans qui ont travaillé à temps réduit et moins de travailleurs qui ont eu un horaire de travail normal à temps plein toute l'année. Cela démontre que la distribution peut être différente entre deux régions même si les heures moyennes sont semblables, et démontre qu'il est nécessaire d'examiner l'ensemble des différences distributives afin de mieux comprendre les différences régionales dans les heures de travail.

Enfin, la Colombie-Britannique a compté beaucoup moins de travailleurs à temps plein toute l'année et plus de personnes travaillant moins de 1 500 heures comparativement à l'Ontario. Contrairement à la région de l'Atlantique, les différences ont été plus marquées chez les femmes qui ont été particulièrement plus susceptibles de travailler à temps réduit que dans toute autre région : plus de 35,6 % des travailleuses de la Colombie-Britannique ont fait moins de 1 500 heures en 2004, et seulement 58,6 % ont effectué de 1 500 à 2 300 heures de travail (comparativement à au moins 62,0 % dans les autres régions).

Quels facteurs expliquent les différences régionales dans les heures de travail? Certaines de ces différences régionales peuvent être dues à des facteurs non observables, difficilement quantifiables à l'aide des enquêtes-ménages. D'autres peuvent être dues à des facteurs observables, faciles à mesurer à l'aide des enquêtes. Tel que mentionné dans l'introduction, notre objectif est d'identifier la part des différences régionales dans les heures travaillées qui s'explique par les facteurs observables. Les pages qui suivent offrent une brève description du contenu de ces deux groupes de facteurs.

Facteurs non observables

Les facteurs non observables (facteurs difficiles à observer dans les enquêtes-ménages) qui peuvent expliquer les différences dans les heures de travail d'une région du Canada à l'autre comprennent les incitations liées aux inégalités des salaires, les incitations ou désincitations liées aux politiques fiscales progressives, les différences dans les facteurs macroéconomiques, les différences sur le plan du mode de vie ou des préférences locales, et les différences institutionnelles. Il convient de souligner que notre objectif consiste uniquement à décrire ces facteurs, et non pas à évaluer leur contribution à l'explication des différences dans les heures de travail.

1) Inégalité des salaires

Dans une série d'articles, Bell et Freeman (1996, 2000, 2001) énoncent l'hypothèse selon laquelle les travailleurs auraient une « attitude prospective » dans leur réaction à la distribution des salaires, travaillant davantage pour obtenir des augmentations et des promotions, et en viennent à la conclusion que les travailleurs des pays où les inégalités des salaires sont plus grandes sont encouragés davantage à travailler de longues heures. D'après ce raisonnement, les travailleurs d'une région où les inégalités des salaires sont plus grandes pourraient être incités à travailler de plus longues heures pour leur permettre d'atteindre les échelons supérieurs de la société. De même, les incitations à travailler davantage pourraient être plus faibles dans les régions où les inégalités des salaires sont moins grandes. Ainsi, une plus grande inégalité des salaires devrait mener à de plus longues heures dans tous les groupes, mais plus particulièrement chez ceux se trouvant au sommet de la distribution des heures de travail, là où les avantages liés au travail supplémentaire sont potentiellement plus grands. La figure 4 montre le rapport entre les inégalités des salaires au niveau provincial (mesurées par le coefficient de Gini) et les heures de travail moyennes dans le quintile supérieur de la distribution des heures de travail. Il ressort clairement qu'il existe des différences importantes au chapitre des inégalités des salaires d'une province à l'autre. Toutefois, selon cette analyse simple, cela ne semble pas avoir d'influence marquée sur les heures de travail.

2) Impôts

On avance souvent que les impôts constituent une désincitation puissante à travailler de plus longues heures, particulièrement pour ceux qui sont au sommet de la distribution des heures. Même si la théorie économique du travail laisse supposer que les décisions relatives à l'offre de main-d'œuvre devraient être liées aux taux d'imposition marginaux (Blundell et Macurdy, 1999), il est très difficile d'évaluer de façon robuste l'effet des impôts sur les heures, car celles-ci sont reliées de façon endogène à l'offre de main-d'œuvre (Devereux, 2004). On peut obtenir une approximation des « efforts » des gouvernements en matière d'imposition en calculant dans quelle mesure les impôts contribuent à réduire les inégalités de revenus dans les provinces. Pour ce faire, il suffit de comparer le coefficient de Gini du revenu après impôt à celui du revenu avant impôt. Cette différence tient compte du niveau de redistribution des impôts et reflète à la fois le taux d'imposition moyen et le caractère progressif du régime fiscal d'une province⁴. Le lien entre la réduction de l'inégalité du revenu et les différences dans les heures moyennes de travail au niveau provincial est démontré à la figure 5. En fait, la redistribution totale implicite du régime fiscal s'appliquant aux particuliers semble comporter un lien avec les heures de travail, le Québec et Terre-Neuve-et-Labrador affichant une redistribution plus grande des impôts, mais des heures moyennes plus faibles.

3) Influence des facteurs macroéconomiques

Des recherches antérieures ont démontré que l'évolution de l'écart entre le Canada et les États-Unis sur le plan des heures a eu tendance à coïncider avec l'évolution des cycles économiques, qui se reflètent dans l'écart entre les taux de chômage au Canada et aux États-Unis (Heisz et LaRochelle-Côté, 2003). De même, si une région donnée compte davantage de personnes vivant dans des secteurs « économiquement défavorisés », elle pourrait compter une part plus grande de personnes faisant face à une demande plus faible sur le marché du

4. Y compris l'administration fédérale.

travail. D'après ce raisonnement, il devrait être relativement plus difficile d'accumuler le nombre désiré d'heures de travail dans les régions où la demande de main-d'œuvre est faible. À la figure 6, nous montrons le rapport entre les différences provinciales dans les heures par travailleur et les taux de chômage, qui peuvent être utilisés comme une approximation de la demande locale de main-d'œuvre. De toute évidence, les heures annuelles de travail seraient plus courtes dans les régions qui ont un plus grand nombre de périodes de chômage pendant l'année. Si les taux de chômage régionaux étaient davantage similaires, les différences dans les heures de travail seraient sans doute moindres. Toutefois, il convient de spécifier que les différences régionales dans les taux de chômage sont liées en partie à des différences structurelles, et non pas uniquement au cycle économique.

4) Préférences locales et différences institutionnelles

Des études internationales mentionnent parfois l'influence des préférences et des différences dans le mode de vie comme une source possible des différences dans les heures de travail. Dans son examen des différences dans les heures de travail entre les États-Unis et l'Allemagne, Osberg (2001) note que la principale différence dans les heures annuelles de travail d'une personne d'un pays à l'autre provient principalement de la plus faible propension des femmes et des hommes plus âgés à être occupés, et conclut que les différences nationales dans le mode de vie et les préférences sont plus efficaces pour décrire les différences dans les heures de travail. Même si les différences dans les préférences sont généralement difficiles à observer à partir des données d'enquête, il est à tout le moins possible de calculer certaines inférences concernant les préférences en matière d'heures de travail, à partir des données de la plus récente version disponible de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE). Pendant cette enquête, on demande à un échantillon représentatif de travailleurs s'ils préféreraient travailler davantage d'heures pour un salaire plus élevé, moins d'heures pour un salaire moindre, ou le même nombre d'heures pour le même salaire⁵. Les résultats de l'EMTE de 2003 figurent au tableau 3.

Il est intéressant de constater que les régions n'ont pas toutes des préférences similaires en ce qui a trait au temps de travail. Même s'ils travaillent un moins grand nombre d'heures que les travailleurs du reste du pays, les travailleurs de l'Atlantique, du Québec et de la Colombie-Britannique ont déclaré des niveaux plus élevés de satisfaction à l'égard de leurs heures de travail actuelles. Parmi ceux qui n'étaient pas satisfaits de leur horaire de travail actuel, les travailleurs du Québec et de la Colombie-Britannique étaient moins susceptibles d'indiquer qu'ils souhaitaient augmenter leur temps au travail, même si le nombre d'heures de travail dans ces deux provinces est inférieur à la moyenne canadienne. Par ailleurs, les femmes insatisfaites de leur emploi étaient proportionnellement plus susceptibles de souhaiter une *réduction* de leurs heures de travail au Québec et en Colombie-Britannique. Enfin, il convient de spécifier que les parts les plus élevées de travailleurs souhaitant travailler davantage se retrouvaient en Ontario, ainsi qu'au Manitoba–Saskatchewan, deux régions où les heures de travail sont déjà relativement longues.

Les différences institutionnelles, y compris les différences dans la réglementation du marché du travail, sont souvent citées pour expliquer les différences dans les heures de travail. Par exemple, la semaine de travail normale dans la fonction publique est de 35 heures au Québec, comparativement à 37,5 heures au moins dans la plupart des autres provinces. Il semble que cette

5 L'Enquête sur le milieu de travail et les employés exclut la plupart des travailleurs du secteur de l'agriculture et tous les travailleurs du secteur public.

semaine de travail plus courte s'observe aussi dans d'autres secteurs de l'économie du Québec. Par ailleurs, les différences institutionnelles pourraient bien être le résultat de différences dans les préférences collectives, qui sont peut-être le résultat des choix démocratiques. En conséquence, il peut être très difficile de faire la distinction entre les facteurs institutionnels et les préférences.

Facteurs observables

Les facteurs observables sont ceux qui sont facilement quantifiables en utilisant les enquêtes. C'est le cas notamment des différences dans le statut syndical, la structure industrielle, les conditions d'emploi et les caractéristiques démographiques. Les différences dans la composition de ces facteurs sont souvent mentionnées comme source possible des écarts dans les heures de travail. Cette sous-section offre un bref examen des arguments utilisés.

1) Statut syndical

Les différences de statut syndical sont souvent mentionnées comme l'une des sources possibles de différences dans les heures de travail, tout particulièrement au Québec. Dans une étude traitant du cas particulier du Québec, Fortin (2003) signale que les décisions relatives au temps de travail peuvent être « le résultat de l'action collective par l'intermédiaire des gouvernements et des syndicats. Elles semblent parfois imposées aux personnes plutôt que d'être le reflet de leurs décisions » (p. 46) et que les syndicats ont réussi à obtenir des semaines de travail plus courtes et des vacances plus longues pour leurs membres. Par conséquent, il se peut que les travailleurs effectuent moins d'heures dans les régions où les organisations syndicales semblent être plus actives (particulièrement au Québec).

2) Structure industrielle

Les facteurs observables qui peuvent expliquer les écarts régionaux dans les heures de travail comprennent aussi les différences dans la structure industrielle. Dans le cas des industries saisonnières, par exemple, certaines activités peuvent n'avoir lieu que quelques semaines. Les travailleurs saisonniers et des industries primaires sont également davantage susceptibles d'être mis à pied (Heisz et Côté, 1999; Statistique Canada, 1998) et d'avoir des heures irrégulières (Heisz et LaRochelle-Côté, 2006). Par conséquent, les travailleurs des régions comptant une proportion plus élevée d'industries saisonnières et primaires peuvent être plus susceptibles d'effectuer moins d'heures que ceux des autres régions. Les travailleurs dans les services d'enseignement font également moins d'heures sur une base annuelle, en raison de la réduction des activités durant l'été.

3) Conditions d'emploi

Les différences dans les conditions d'emploi peuvent également servir à expliquer les différences interrégionales dans les heures de travail. Ces facteurs comprennent la taille de l'entreprise ainsi que les responsabilités de gestion qui sont confiées aux travailleurs. Il est important de tenir compte de la taille de l'entreprise car d'autres recherches ont démontré que les travailleurs des plus petites entreprises sont habituellement plus susceptibles d'être mis à pied (Statistique Canada, 1998), et également plus susceptibles d'avoir des conditions de travail moins favorables

(Drolet et Morissette, 1998). Il est également important de tenir compte des responsabilités de gestion car les gestionnaires sont plus susceptibles d'effectuer des heures supplémentaires (Heisz et LaRoche-Côté, 2006). Ainsi, les travailleurs d'une région qui compte moins de travailleurs ayant des responsabilités de gestion pourraient être moins susceptibles de travailler de longues heures.

4) Caractéristiques démographiques

Les différences démographiques d'une région à l'autre peuvent également jouer un rôle dans l'explication des différences dans les heures de travail. Les décisions d'offre de main-d'œuvre sont souvent reliées à une multitude de facteurs démographiques. Les jeunes mères, par exemple, sont plus susceptibles de travailler à temps partiel parce qu'elles prennent soin des enfants (Statistique Canada, 2005). D'autres études ont révélé que les personnes qui travaillent moins d'heures sont plus susceptibles d'être des femmes avec enfants, des hommes célibataires sans enfants, jeunes et moins instruites, et d'avoir des durées d'occupation d'emploi moindres (Heisz et LaRoche-Côté, 2006). Certaines de ces caractéristiques ne varient pas considérablement d'une région à l'autre, mais d'autres — dont le niveau de scolarité et les années d'expérience sur le marché du travail — peuvent varier d'une région à l'autre.

3. Données et méthodes

Dans cette étude, nous utilisons les données sur les heures de travail annuelles tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 2004⁶ pour les personnes de 25 à 54 ans. Nous avons retenu ce groupe d'âge parce que les personnes de cet âge participent habituellement davantage au marché du travail et sont peut-être donc plus susceptibles d'avoir des préférences semblables en matière de temps de travail.

Dans l'EDTR, on demande chaque année aux répondants de décrire leurs horaires de travail; celles-ci sont ensuite agrégées en un chiffre représentant les heures de travail annuelles. On recueille les données sur les heures travaillées en demandant aux travailleurs rémunérés pour combien d'heures ils sont « habituellement » rémunérés au cours d'une semaine de travail normale, et en demandant aux travailleurs autonomes combien d'heures ils travaillent « habituellement » chaque semaine. Une semaine de travail normale correspond au nombre d'heures qu'une personne doit travailler habituellement au cours d'une semaine. Elle comprend les jours de congé, les congés de maladie ou de maternité rémunérés et les heures supplémentaires rémunérées habituelles, mais exclut les heures supplémentaires rémunérées et toutes les heures non rémunérées. Ces questions sont posées pour chaque emploi exercé par la personne durant l'année (jusqu'à concurrence de six emplois) et non pour tous les emplois réunis. Les absences non rémunérées sont déduites de l'horaire habituel des heures de travail. Les données sur les heures travaillées hebdomadairement pour chaque emploi exercé durant l'année sont rassemblées avec celles recueillies par l'enquête sur les semaines travaillées pour calculer les estimations individuelles des heures annuelles travaillées⁷. Notre échantillon de

6. Année la plus récente disponible pour l'EDTR.

7. Pour plus de renseignements sur la collecte des heures de travail annuelles au moyen de l'EDTR, voir Bartman et Garneau (1998).

l'EDTR comprend environ 19 500 personnes âgées de 25 à 54 ans qui ont travaillé à au moins une occasion en 2004⁸.

Les travailleurs autonomes ont été exclus de notre échantillon. Contrairement aux travailleurs rémunérés, les travailleurs autonomes ont la possibilité de choisir leurs heures de travail plus librement. Le travail autonome couvre également une vaste gamme d'expériences et de conditions de travail, ce qui rend difficile la formulation d'inférences claires relativement à l'incidence du temps de travail sur le bien-être d'une telle diversité de personnes. Par conséquent, l'étude porte uniquement sur les travailleurs rémunérés.

Nous utilisons la méthode de décomposition d'Oaxaca (1973) afin de vérifier l'incidence possible des différences de composition du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sur les différences régionales dans les heures de travail. Ces décompositions fonctionnent sur la base d'hypothèses simples, telles que : « Quelle serait la moyenne des heures de travail dans une certaine région (le Québec, par exemple) si cette région avait les mêmes caractéristiques observables qu'une autre région de référence? » Ainsi, nous effectuons cinq décompositions d'Oaxaca afin d'expliquer les différences dans la moyenne des heures de travail entre l'Ontario (la région la plus peuplée) et les cinq autres régions qui peuvent s'expliquer par des différences dans les facteurs observables.

Alors que la méthode d'Oaxaca peut être utilisée pour décomposer les différences sur le plan de la moyenne des heures de travail, il est également possible de décomposer les différences sur le plan de la distribution des heures en utilisant la méthode d'estimation de densité conditionnelle de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996). Cette méthode semi-paramétrique fonctionne en imposant certaines hypothèses sur la distribution qu'on observe pour la variable d'intérêt (c.-à-d. les heures). Alors que la décomposition d'Oaxaca porte uniquement sur les moyennes, cette méthode nous permet d'utiliser la densité complète des heures afin de construire des densités « hypothétiques » qui prévaudraient dans une région donnée si les caractéristiques étaient les mêmes que celles d'une autre région de référence (Ontario). Ces densités hypothétiques peuvent être estimées en « repondérant » toutes les observations sur une base séquentielle afin d'évaluer la contribution des facteurs observables pour expliquer les différences régionales dans les heures de travail. Les lecteurs intéressés aux détails trouveront une description complète de cette méthode à l'annexe A. Les résultats de la décomposition d'Oaxaca et de la méthode DFL sont présentés dans les deux sections qui suivent.

8. De nombreuses observations de l'EDTR avaient des valeurs manquantes pour les heures de travail et pour plusieurs autres variables importantes. Une valeur manquante indique qu'un répondant n'a pas été interviewé ou n'a pas répondu. Cette situation découle principalement du fait que l'EDTR attribue des poids positifs à tous les membres d'un ménage si des données sont recueillies pour au moins l'un d'entre eux à la section sur le travail ou sur le revenu de l'enquête. Les statistiques descriptives présentées dans la section 2 excluent donc les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet des heures de travail. Les résultats présentés dans les sections 4 et 5 excluent aussi les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques. Dans chaque cas, les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

4. Analyse des différences sur le plan de la moyenne annuelle des heures de travail

Les tableaux 4 à 7 montrent les différences dans les heures de travail selon le statut syndical, la structure industrielle, les conditions d'emploi et les caractéristiques démographiques, et la répartition correspondante des travailleurs entre ces catégories pour chaque région. Le tableau 4 indique que les taux de syndicalisation variaient considérablement d'une région à l'autre, à partir de presque 40 % au Québec et au Manitoba–Saskatchewan jusqu'à 26 % en Alberta et 30 % dans d'autres régions. Toutefois, la différence dans les heures de travail entre les travailleurs syndiqués et non syndiqués était relativement faible. Ce fait est important puisqu'il indique que les différences régionales dans le statut syndical, même si elles sont importantes, ne sont peut-être pas très utiles pour expliquer les différences dans les heures de travail moyennes.

Les différences selon les industries sont présentées au tableau 5. Tel que prévu, l'Ontario et le Québec avaient une plus grande proportion de travailleurs dans le secteur de la fabrication, et les travailleurs de l'Alberta étaient plus susceptibles de travailler dans le secteur de l'extraction minière, de pétrole et de gaz. De plus, les travailleurs de l'Atlantique et de la Colombie-Britannique étaient plus susceptibles de travailler dans le secteur des services à la consommation. En termes d'heures, les travailleurs du secteur de l'extraction minière, de pétrole et de gaz étaient généralement plus occupés que les autres, travaillant en moyenne 2 170 heures par année. Par contre, les travailleurs du secteur des services à la consommation et du secteur des services d'éducation travaillaient relativement moins d'heures en moyenne (1 650 et 1 670 heures respectivement). Ces résultats vont de pair avec l'utilisation plus grande des horaires à temps partiel et les taux de mises à pied plus élevés observés dans le secteur des services à la consommation (Statistique Canada, 1998), de même qu'avec la réduction des activités du secteur des services d'éducation pendant l'été. Ces mêmes résultats soulèvent également la possibilité que les différences régionales en termes d'heures de travail puissent être partiellement liées aux différences dans la structure industrielle.

Le tableau 6 indique les différences des heures de travail moyennes en fonction des conditions d'emploi. Les travailleurs de l'Atlantique étaient plus susceptibles de travailler dans des petites entreprises, et les travailleurs de l'Ontario étaient plus susceptibles de travailler dans des entreprises plus grandes. Les travailleurs du Québec et de l'Atlantique étaient moins susceptibles de travailler comme gestionnaires. Étant donné que les cadres supérieurs travaillent généralement de plus longues heures, et étant donné que les travailleurs dans les plus petites entreprises (comptant moins de 20 travailleurs) travaillent généralement moins d'heures, il n'est donc pas exclu que certaines des différences observées dans les heures de travail d'une région à l'autre puissent être en partie le résultat de différences régionales dans les conditions d'emploi.

Enfin, le tableau 7 montre les différences dans les heures de travail par caractéristique démographique (âge, situation familiale, expérience de travail et niveau de scolarité). Comme prévu, les personnes plus jeunes, les femmes célibataires et mariées avec enfants, les travailleurs comptant moins d'années d'expérience et les travailleurs occupant des postes exigeant tout au plus des études secondaires ont travaillé moins d'heures que les autres. Bien que les heures de travail variaient considérablement d'une caractéristique démographique à l'autre, la répartition des travailleurs en fonction des diverses caractéristiques démographiques n'était pas très différente d'une région à l'autre. Par conséquent, la part des différences dans les heures de travail pouvant être attribuée aux différences démographiques est, selon toute vraisemblance, plutôt limitée.

Les résultats de la décomposition d'Oaxaca sont présentés au tableau 8. La première colonne indique la différence entre la moyenne des heures de chaque région et la plus grande région du Canada par sa population (l'Ontario). La deuxième colonne montre les différences qui prévaudraient si les taux de syndicalisation étaient semblables (toutes choses égales par ailleurs). La troisième colonne illustre l'ampleur des différences après avoir pris en considération les différences industrielles. La quatrième colonne tient compte des conditions d'emploi et la cinquième, de tous les facteurs observables, incluant les caractéristiques démographiques. Les résultats indiquent que les différences dans les facteurs observables n'expliquent pas beaucoup les différences sur le plan de la moyenne des heures travaillées entre l'Ontario et les autres régions (peut-être à l'exception des conditions d'emploi en Atlantique et en Colombie-Britannique). Ces résultats ne sont pas tout à fait inattendus, puisque les tableaux 4 à 7 ont également démontré que plusieurs des différences régionales en termes d'heures prévalaient aussi à l'intérieur de plusieurs groupes, ce qui limite donc les différences régionales pouvant être expliquées par les différences de composition.

Toutefois, la principale limite de la décomposition d'Oaxaca est qu'elle porte uniquement sur la moyenne, cachant ainsi des différences possibles dans d'autres parties de la distribution des heures de travail et ne tenant pas compte du potentiel que pourraient représenter les facteurs observables dans l'explication des différences distributives. Par exemple, on mentionne souvent que les syndicats empêchent les travailleurs de faire des heures supplémentaires. Par conséquent, il se peut que des différences dans les taux de syndicalisation réussissent beaucoup mieux à expliquer les différences au sommet de la distribution des heures de travail. Dans la section qui suit, nous décrivons les différences régionales dans la distribution du temps de travail, et nous cherchons à expliquer les différences entre la distribution de l'Ontario et les autres distributions régionales par une estimation des densités hypothétiques fondée sur nos quatre facteurs observables.

5. Analyse des différences dans la distribution des heures de travail annuelles

Les résultats de la méthode de décomposition utilisée pour la distribution des heures de travail annuelles figurent aux tableaux 9 à 13, le tableau 9 comprenant les distributions proprement dites. Le tableau 10 montre les distributions hypothétiques des heures de travail, une fois prises en compte les différences dans le statut syndical. Le premier volet montre la distribution des heures de travail qui prévaudrait si toutes les régions avaient des taux de syndicalisation identiques. Le deuxième volet montre la différence en pourcentage à partir de la distribution de l'Ontario, lorsque les différences dans le statut syndical sont prises en compte (conditionnellement à la structure de l'industrie, aux conditions d'emploi et aux caractéristiques démographiques). Le troisième volet montre l'effet additionnel du statut syndical sur les différences dans la distribution des heures de travail.

Le tableau 10 montre que les différences régionales dans la distribution des heures de travail ne seraient pas très différentes de celles observées dans le tableau 9 si toutes les régions avaient le même niveau de syndicalisation. Cela laisse supposer que le statut syndical ne contribue pas beaucoup à expliquer les différences régionales dans la distribution des heures de travail annuelles.

Le tableau 11 montre les différences dans les heures de travail lorsque les différences en termes de composition de la structure industrielle sont prises en compte (en plus du statut syndical). Si tous les travailleurs canadiens étaient répartis entre les industries de façon similaire à ceux de

l'Ontario, la part de travailleurs ayant un horaire normal à temps plein toute l'année augmenterait dans toutes les régions, et plus particulièrement dans l'Atlantique (+2,3 %), au Manitoba–Saskatchewan (+2,2 %), et en Alberta (+3,5 %). Dans l'Atlantique et en Alberta, l'augmentation de la part de personnes travaillant des heures normales s'accompagnerait d'une réduction des parts de travailleurs à temps réduit et de travailleurs ayant de longues heures. Dans d'autres régions, ces changements seraient principalement le résultat d'une réduction des parts de personnes travaillant moins de 1 500 heures. Même si des différences substantielles subsisteraient entre les distributions de l'Ontario et du Québec, de l'Atlantique et de la Colombie-Britannique, malgré la prise en compte des caractéristiques de l'industrie, il convient de souligner que les distributions de l'Alberta, du Manitoba–Saskatchewan et de l'Ontario se ressembleraient bien davantage en présence de caractéristiques industrielles similaires.

Les différences qui subsistent dans les heures de travail lorsque le statut syndical, la structure industrielle et les conditions d'emploi (taille de l'entreprise et caractéristiques de la gestion) sont pris en compte, figurent au tableau 12. De toute évidence, les différences dans les conditions d'emploi sont reliées avec la part plus élevée de travailleurs à temps réduit dans l'Atlantique, au Québec et en Colombie-Britannique. Dans ces régions, le nombre de travailleurs à temps réduit serait plus faible, et le nombre de travailleurs ayant un horaire normal à temps plein toute l'année serait plus grand si les conditions d'emploi étaient les mêmes qu'en Ontario.

Enfin, les résultats tenant compte de tous les facteurs, y compris les caractéristiques démographiques, figurent au tableau 13. Ces caractéristiques comprennent le sexe, l'âge, l'expérience, le niveau de scolarité et la situation familiale. Les différences démographiques n'expliquent pas beaucoup les différences qui restent dans la distribution des heures de travail. Cela correspond au tableau 7, qui montre que les caractéristiques démographiques ne diffèrent pas considérablement d'une région à l'autre⁹.

Dans quelle mesure les différences initiales observées entre les régions ont-elles été expliquées par des facteurs observables? Il est possible de répondre à cette question en examinant les différences entre l'Ontario et les autres régions qui subsistent à différents endroits dans la distribution lorsque l'on contrôle pour toutes les caractéristiques observables. Les résultats sont présentés aux figures 7 à 10.

La figure 7 montre les différences dans les parts de travailleurs à temps réduit (catégories combinées de temps réduit faible et de temps réduit), soit ceux qui travaillent moins de 1 500 heures par année. Elle montre que les différences dans les facteurs observables sont relativement efficaces pour expliquer les différences régionales au bas de la distribution. Suivant la région, les facteurs observables arrivent à expliquer le tiers ou la totalité des différences dans les parts de travailleurs ayant moins de 1 500 heures. Les facteurs observables expliquent presque complètement pourquoi le nombre de travailleurs à temps réduit est plus grand au Québec, ainsi qu'au Manitoba–Saskatchewan. La part des différences liées aux facteurs

9. En raison de la taille limitée de l'échantillon, nos caractéristiques démographiques ne comprennent pas le statut d'immigrant. Cela peut être important, étant donné que la part de personnes nées à l'étranger est beaucoup plus grande en Ontario (et en Colombie-Britannique) que dans les autres régions. Les différences attribuables au statut d'immigrant sont par conséquent incluses dans les facteurs non observables. Toutefois, le rapport entre le statut d'immigrant et les heures de travail n'est pas clair. Alors que les immigrants récents travaillent moins d'heures, les immigrants de plus longue date ont tendance à travailler de plus longues heures que leurs homologues canadiens (Heisz et LaRochelle-Côté, 2006).

observables s'explique surtout par les différences dans la structure industrielle et dans les conditions d'emploi.

La figure 8 montre des différences dans les parts de travailleurs ayant de longues heures (catégories combinées de longues heures et de très longues heures), soit 2 300 heures et plus par année. De toute évidence, les facteurs observables ne sont pas très utiles pour expliquer les différences au sommet de la distribution des heures, sauf en Alberta, où les différences dans les facteurs observables ont contribué à expliquer près de la moitié des différences dans la part de personnes travaillant plus de 2 300 heures, et principalement en raison des différences dans la composition de la structure industrielle.

Les différences dans les parts de travailleurs ayant un horaire normal à temps plein toute l'année, soit entre 1 900 et 2 300 heures par année, sont présentées à la figure 9. Si le nombre de travailleurs à temps réduit diminuait (comme on le démontre à la figure 7), toutes les régions compteraient un nombre proportionnellement plus grand de travailleurs à temps plein toute l'année. Selon la région, un tiers à deux tiers des différences initiales entre l'Ontario et les autres régions pourraient être liés à des différences dans les facteurs observables. Encore une fois, les différences dans la structure industrielle et dans les conditions d'emploi sont responsables de la majorité de la partie expliquée.

Enfin, les différences dans les parts de travailleurs ayant un horaire à temps plein toute l'année moins chargé, soit entre 1 500 et 1 900 heures par année, sont présentées à la figure 11. La seule différence importante, soit celle observée entre le Québec et l'Ontario, ne semble pas être liée à des différences dans les facteurs observables. Les autres différences étaient déjà très minimes.

De toute évidence, l'efficacité des facteurs observables pour expliquer les différences dans les heures de travail annuelles varie considérablement dans toute la distribution des heures. Alors que les facteurs observables ont contribué assez efficacement à expliquer les différences au bas et au milieu de la distribution (entre certaines régions), elles ont été beaucoup moins efficaces pour expliquer les différences au sommet de la distribution des heures, et tout à fait inefficaces pour expliquer pourquoi le Québec comptait une part plus grande de travailleurs ayant un horaire à temps plein toute l'année moins chargé. Cela laisse supposer qu'une part importante des différences dans les heures de travail annuelles devrait être attribuée à des facteurs non observables, plus spécialement dans l'Atlantique, au Québec et en Colombie-Britannique.

6. Conclusion

La présente étude décrit les différences dans les heures de travail annuelles d'une région du Canada à l'autre pour l'année 2004, à l'aide de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. L'objectif consiste à décrire ces différences et à déterminer dans quelle mesure elles pourraient être expliquées par un ensemble de base de facteurs observables, comme les caractéristiques démographiques, le statut syndical, la structure industrielle et les conditions d'emploi. Si les facteurs observables arrivaient à expliquer la majeure partie des différences interrégionales dans le temps de travail, cela devrait normalement orienter le débat concernant les causes des différences régionales vers ces facteurs.

Nous avons déterminé que les facteurs observables ne permettent pas beaucoup d'expliquer les différences régionales dans les heures moyennes de travail, mais sont beaucoup plus appropriés

pour expliquer les différences dans les parts de personnes travaillant moins de 1 500 heures (horaire à temps réduit). Par exemple, les facteurs observables expliquent presque complètement pourquoi les travailleurs du Québec et du Manitoba–Saskatchewan étaient plus susceptibles de travailler à temps réduit que leurs homologues de l’Ontario.

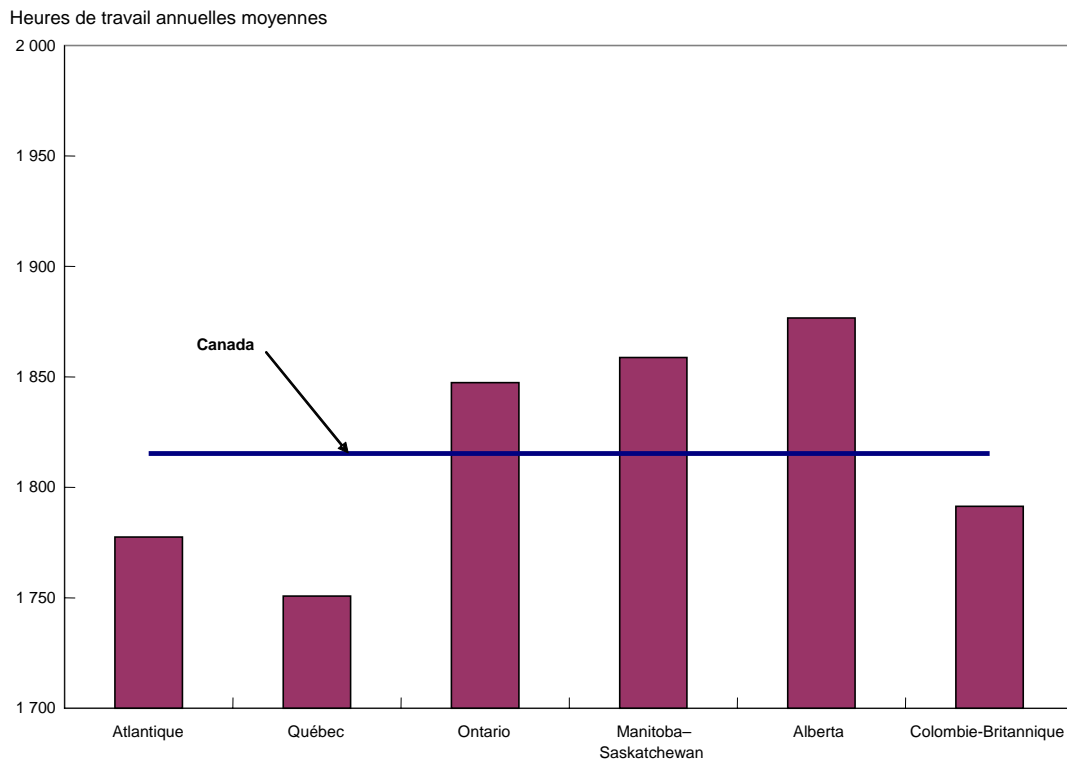
Par ailleurs, d’un tiers à deux tiers des différences dans la part de personnes travaillant entre 1 900 et 2 300 heures par année (l’horaire normal à temps plein toute l’année) peuvent être attribués à des facteurs observables. Parmi les facteurs observables, les différences dans le statut syndical et les caractéristiques démographiques expliquent très peu des différences dans les heures de travail. Les différences dans la structure industrielle et les conditions d’emploi (y compris la taille de l’entreprise et les responsabilités de gestion) expliquent une part plus grande des différences dans les heures de travail.

Toutefois, les facteurs observables n’ont pas permis d’expliquer les différences dans les parts de personnes travaillant de longues heures (plus de 2 300 heures), n’ont pas expliqué complètement la part plus grande de travailleurs de l’Atlantique et de la Colombie-Britannique travaillant à temps réduit, et n’ont pas expliqué non plus la plus grande fréquence de l’horaire à temps plein toute l’année moins chargé (entre 1 500 et 1 900 heures) au Québec.

Les différences qui demeurent inexpliquées laissent entendre que d’autres facteurs contribuent aussi aux différences régionales dans les heures de travail. Ces facteurs sont des facteurs non observables, dans la mesure où ils sont impossibles ou difficiles à quantifier à partir des enquêtes-ménages. Cela peut comprendre notamment les différences dans les incitations liées aux inégalités des salaires, les différences dans les taux d’imposition, les différences dans les facteurs macroéconomiques, les différences sur le plan du mode de vie ou des préférences locales, et les différences institutionnelles.

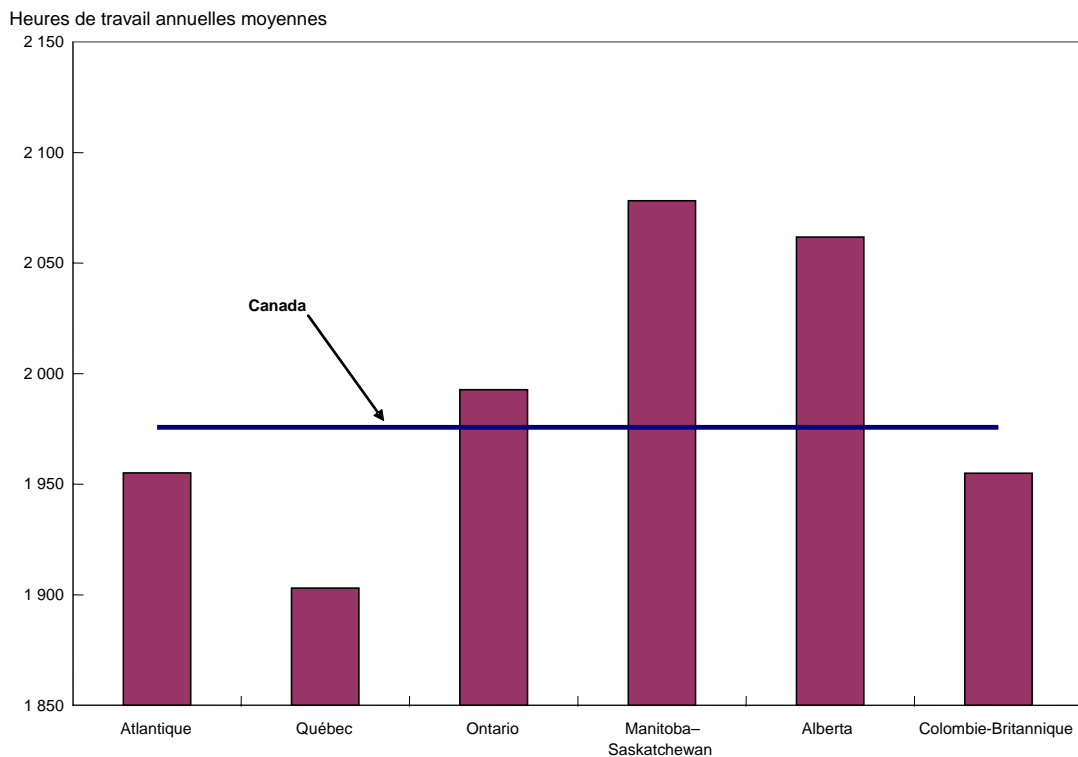
Même si la contribution relative des facteurs non observables pour expliquer les différences dans les heures de travail n’est pas claire, il est probable que divers facteurs entrent en jeu dans les différentes régions. Par exemple, les résultats de l’Enquête sur le milieu de travail et les employés montrent que les différences dans les goûts et les préférences au niveau local pourraient expliquer pourquoi les travailleurs du Québec et de la Colombie-Britannique travaillent un moins grand nombre d’heures. Au Québec, la forte prévalence de la semaine de travail de 35 heures laisse supposer que les différences institutionnelles peuvent aussi jouer un rôle. Dans l’Atlantique, le fait qu’un aussi grand nombre d’hommes âgés de 25 à 54 ans travaillent moins de 1 100 heures par année laisse supposer que les conditions économiques locales pourraient être un facteur important pour expliquer les différences dans les heures de travail. Par ailleurs, des effets de deuxième ordre peuvent aussi entrer en jeu. Par exemple, les taux de syndicalisation élevés au Québec peuvent avoir des répercussions sur les heures de travail, tant dans les secteurs syndiqués que dans les secteurs non syndiqués. Des recherches plus poussées seront nécessaires pour comprendre le rôle que jouent ces facteurs lorsqu’il s’agit d’expliquer les différences régionales dans les heures de travail.

Figure 1 Heures de travail annuelles moyennes parmi tous les travailleurs et travailleuses âgés de 25 à 54 ans, 2004



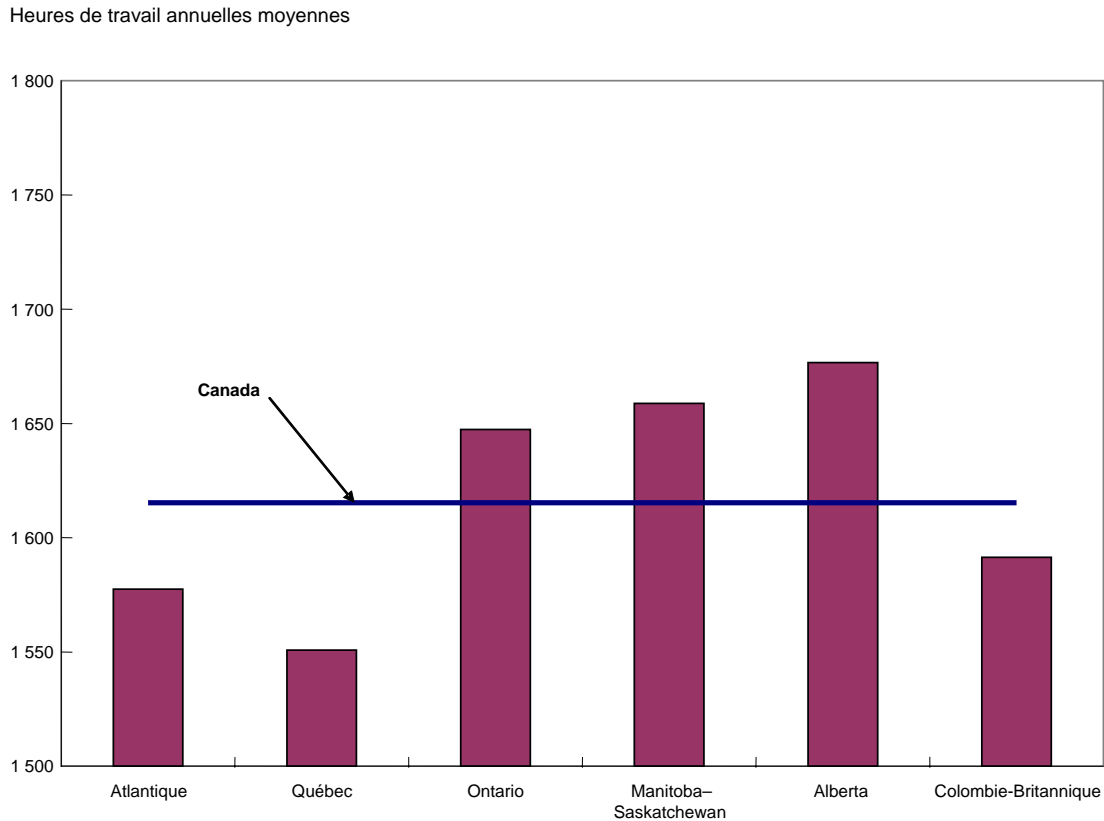
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Figure 2 Heures de travail annuelles moyennes parmi les travailleurs âgés de 25 à 54 ans, 2004



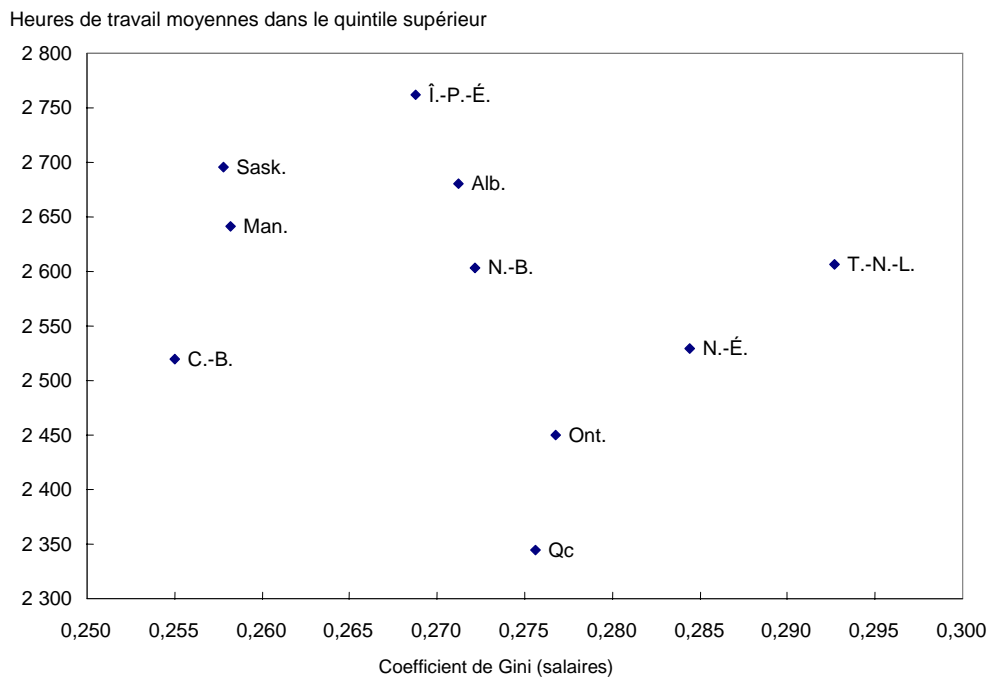
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Figure 3 Heures de travail annuelles moyennes parmi les travailleuses âgées de 25 à 54 ans, 2004



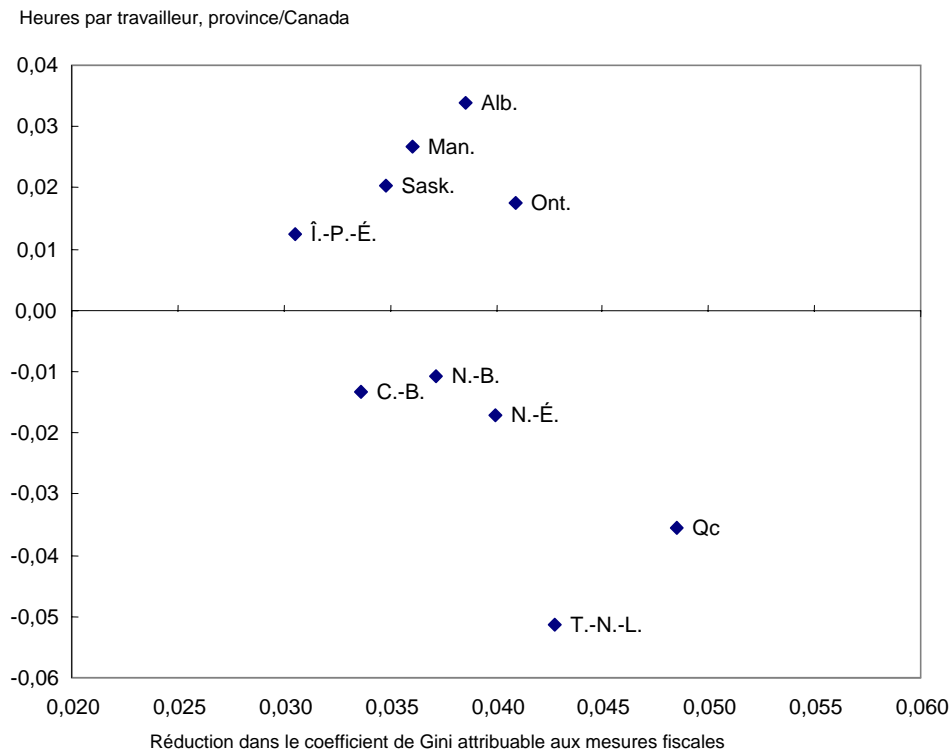
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Figure 4 Coefficient de Gini et heures de travail moyennes dans le quintile supérieur chez les travailleurs âgés de 25 à 54 ans, 2004



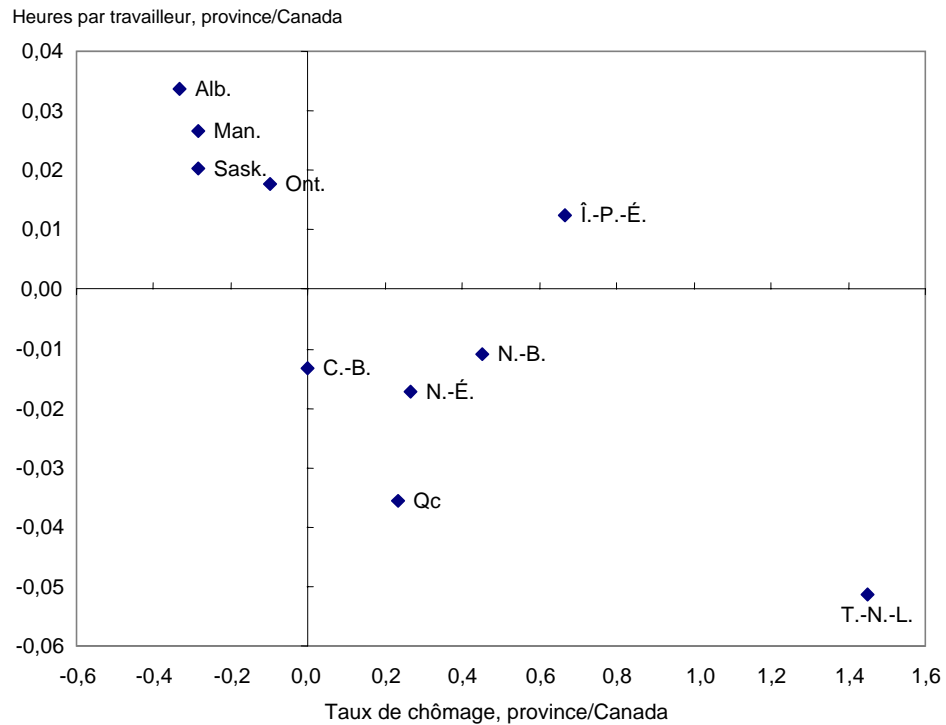
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Figure 5 Réduction dans l'inégalité du revenu attribuable aux mesures fiscales et heures relatives parmi les travailleurs âgés de 25 à 54 ans, 2004



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

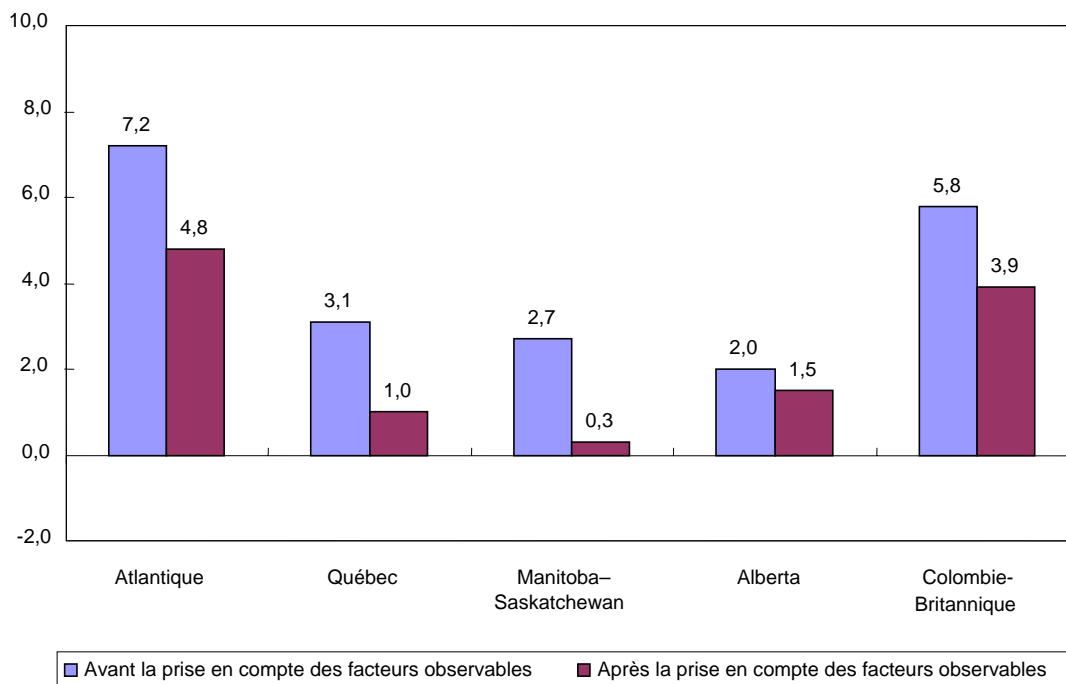
Figure 6 Taux de chômage et heures relatives parmi les travailleurs âgés de 25 à 54 ans, 2004



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Figure 7 Différence en pourcentage dans la part des travailleurs âgés de 25 à 54 ans travaillant moins de 1 500 heures par année (temps réduit), 2004

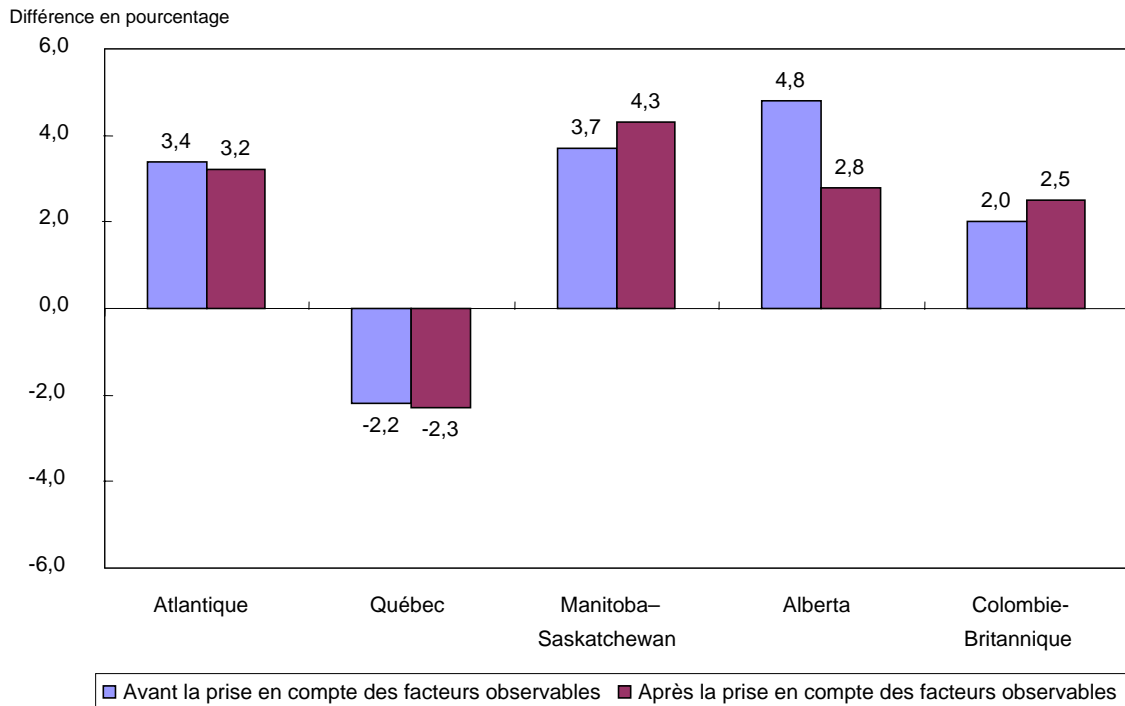
Différence en pourcentage



Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

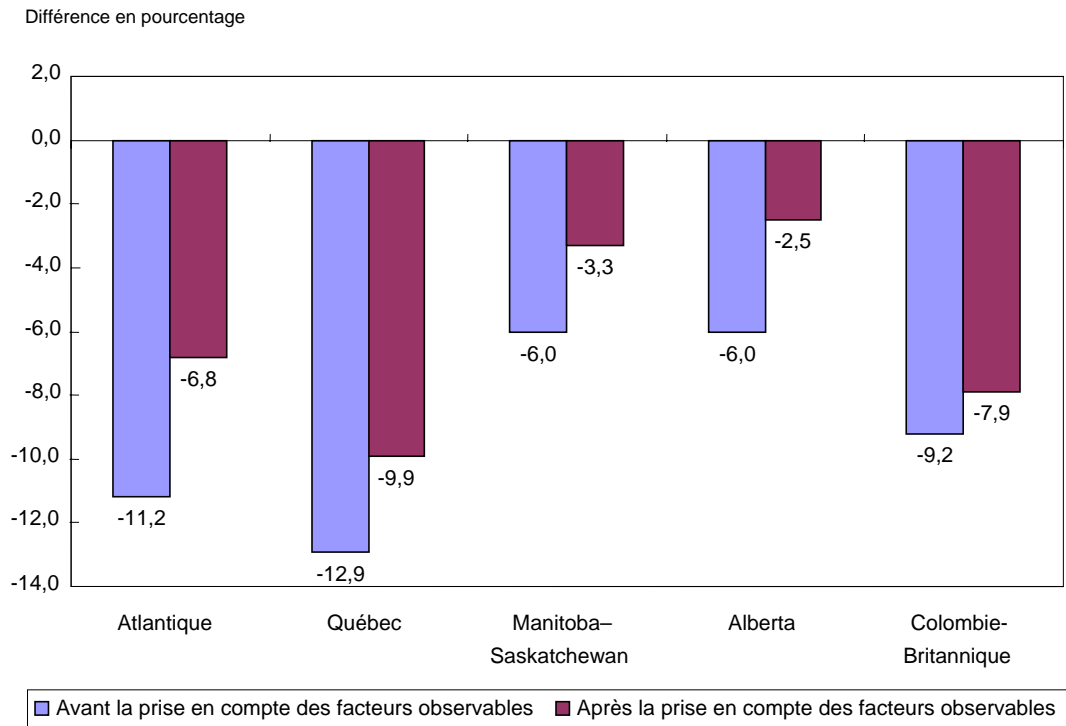
Figure 8 Différence en pourcentage dans la part des travailleurs âgés de 25 à 54 ans travaillant 2 300 heures ou plus (longues heures), 2004



Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

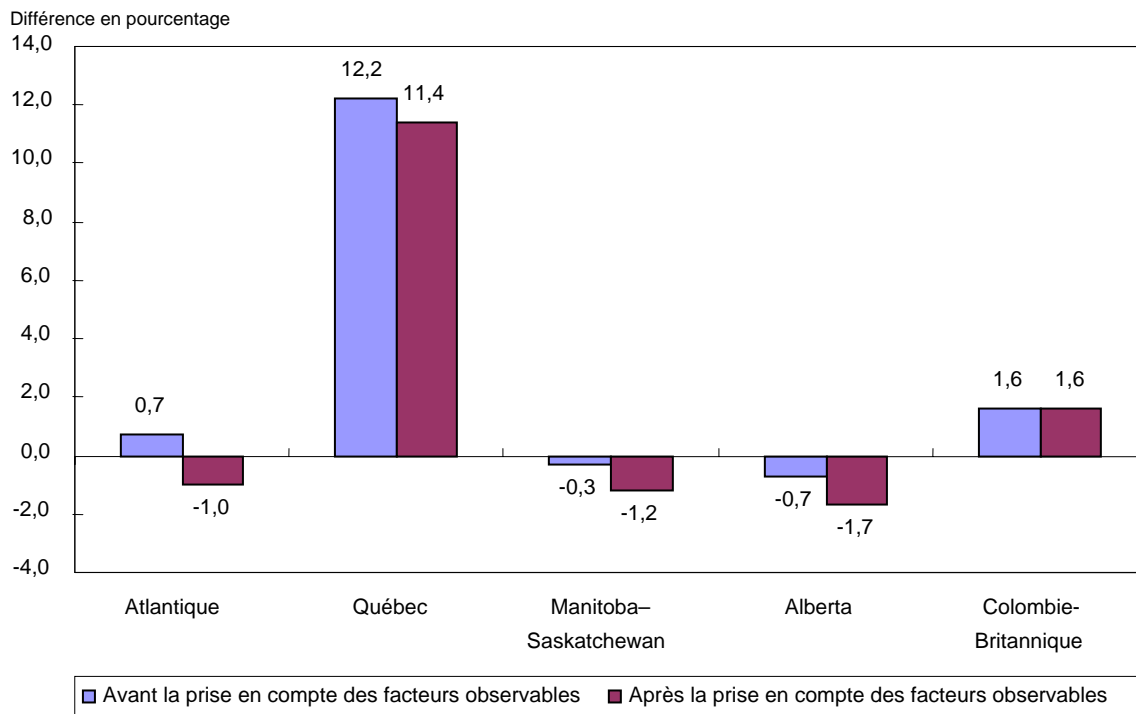
Figure 9 Différence en pourcentage dans la part des travailleurs âgés de 25 à 54 ans travaillant entre 1 900 et 2 300 heures (horaire normal à temps plein toute l'année), 2004



Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Figure 10 Différence en pourcentage dans la part des travailleurs âgés de 25 à 54 ans travaillant entre 1 500 et 1 900 heures (horaire à temps plein toute l'année moins chargé), 2004



Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 1 Catégories des heures de travail et horaires

Catégories, heures de travail annuelles	Catégories, heures de travail hebdomadaires	Horaires
Moins de 1 100	Moins de 21	Temps réduit faible
1 100 à 1 500	21 à 29	Temps réduit
1 500 à 1 900	29 à 37	Horaire à temps plein toute l'année moins chargé
1 900 à 2 300	37 à 44	Horaire normal à temps plein toute l'année
2 300 à 2 700	44 à 52	Longues heures
2 700 et plus	52 et plus	Très longues heures

Tableau 2 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles, par région, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Tous	Distribution en pourcentage					
Moins de 1 100	18,1	14,5	13,0	14,5	13,4	16,0
1 100 à 1 500	8,2	8,3	5,7	7,1	7,7	8,9
1 500 à 1 900	16,5	27,6	15,9	16,0	15,1	17,8
1 900 à 2 300	45,9	43,7	57,0	50,5	51,1	47,8
2 300 à 2 700	6,3	3,5	5,1	6,1	6,1	4,6
2 700 et plus	4,9	2,5	3,3	5,8	6,4	5,0
Hommes						
Moins de 1 100	12,8	9,0	8,0	7,3	6,9	9,2
1 100 à 1 500	6,5	6,4	2,9	4,0	5,0	5,9
1 500 à 1 900	11,5	19,9	11,0	11,4	10,9	12,5
1 900 à 2 300	51,7	55,7	67,2	59,7	60,0	59,4
2 300 à 2 700	9,6	5,1	6,8	8,9	8,1	6,4
2 700 et plus	7,9	3,9	4,1	8,7	9,1	6,5
Femmes						
Moins de 1 100	23,4	20,4	18,4	21,7	20,8	23,4
1 100 à 1 500	10,0	10,4	8,7	10,3	10,9	12,2
1 500 à 1 900	21,4	35,8	21,2	20,7	19,9	23,6
1 900 à 2 300	40,2	30,9	46,1	41,3	41,3	35,0
2 300 à 2 700	3,0	1,7	3,2	3,2	3,7	2,7
2 700 et plus	2,0	0,9	2,4	2,8	3,5	3,3

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 3 Proportion des travailleurs¹ âgés de 25 à 54 ans qui aimeraient travailler...

	... le même nombre d'heures pour le même salaire	... moins d'heures pour un salaire moindre	... davantage d'heures pour un salaire plus élevé
Tous	Distribution en pourcentage		
Atlantique	73,3	5,3	21,4
Québec	73,6	7,3	19,2
Ontario	66,9	7,2	25,9
Manitoba–Saskatchewan	67,0	4,9	28,1
Alberta	72,6	6,0	21,4
Colombie-Britannique	73,8	7,0	19,2
Canada	70,4	6,8	22,8
Hommes			
Atlantique	72,4	3,8	23,7
Québec	73,3	6,3	20,3
Ontario	67,0	7,7	25,3
Manitoba–Saskatchewan	61,9	6,4	31,7
Alberta	71,5	5,2	23,3
Colombie-Britannique	70,4	6,0	23,6
Canada	69,4	6,5	24,0
Femmes			
Atlantique	73,8	6,4	19,8
Québec	73,8	8,2	18,0
Ontario	66,8	6,7	26,5
Manitoba–Saskatchewan	71,8	3,4	24,7
Alberta	73,5	6,8	19,7
Colombie-Britannique	76,4	7,7	15,9
Canada	71,3	7,0	21,7

1. Les travailleurs du secteur de l'administration publique et la plupart des travailleurs agricoles sont exclus.

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés de 2003.

Tableau 4 Distribution en pourcentage et heures de travail moyennes des travailleurs âgés de 25 à 54 ans, selon le statut syndical, 2004

Statut syndical	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba– Saskatchewan	Alberta	Colombie- Britannique	Toutes les régions
	Distribution en pourcentage						
Syndiqués	31,0	38,2	29,1	38,1	26,0	30,8	31,9
Non syndiqués	69,0	61,8	70,9	61,9	74,0	69,2	68,1
	Heures de travail moyennes						
Syndiqués	1 870	1 790	1 890	1 880	1 860	1 840	1 850
Non syndiqués	1 760	1 750	1 840	1 860	1 900	1 790	1 810

Nota : Les heures de travail moyennes sont arrondies à la dizaine près. Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 5 Distribution en pourcentage et heures de travail moyennes des travailleurs âgés de 25 à 54 ans, selon la structure industrielle¹, 2004

Structure industrielle	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba– Saskatchewan	Alberta	Colombie- Britannique	Toutes les régions
Distribution en pourcentage							
Agriculture	4,4	1,8	1,0	2,2	1,0	3,0	1,8
Extraction minière, de pétrole et de gaz	1,3	0,6	0,5	2,2	7,4	1,0	1,5
Construction et services publics	7,4	5,9	6,1	5,9	7,9	5,8	6,3
Fabrication	12,8	18,9	18,5	11,1	8,8	13,0	16,0
Services à la consommation	21,1	17,3	16,4	18,0	16,9	22,3	17,9
Services aux entreprises	8,8	12,7	13,4	9,0	13,4	11,4	12,4
Services d'éducation	8,2	9,0	7,6	9,4	9,6	7,5	8,3
Services de santé	14,2	13,1	11,1	15,3	12,0	10,8	12,1
Transport et commerce de gros	8,5	7,2	9,0	9,7	9,5	11,7	8,9
Arts, culture et divertissement	2,8	3,6	5,3	5,1	3,9	5,2	4,5
Autres services	3,1	2,9	3,3	4,5	4,3	3,0	3,3
Administration publique	7,2	7,1	7,9	7,5	5,2	5,5	7,0
Heures de travail moyennes							
Agriculture	2 010	1 840	1 780	2 150	2 230	1 830	1 900
Extraction minière, de pétrole et de gaz	2 010	2 060	2 160	2 200	2 240	1 910	2 170
Construction et services publics	1 830	1 810	1 910	2 090	2 010	1 870	1 900
Fabrication	1 880	1 940	1 990	1 970	2 050	1 900	1 970
Services à la consommation	1 650	1 630	1 610	1 760	1 760	1 690	1 650
Services aux entreprises	1 810	1 770	1 880	1 830	1 870	1 820	1 840
Services d'éducation	1 720	1 540	1 750	1 710	1 670	1 690	1 670
Services de santé	1 700	1 660	1 750	1 740	1 730	1 790	1 720
Transport et commerce de gros	1 960	1 950	2 000	1 950	2 050	1 900	1 970
Arts, culture et divertissement	1 770	1 830	1 920	1 850	1 970	1 690	1 870
Autres services	1 700	1 710	1 900	1 850	1 750	1 890	1 820
Administration publique	1 920	1 830	1 930	2 020	1 860	1 990	1 910

1. Selon l'emploi principal.

Nota : Les heures de travail moyennes sont arrondies à la dizaine près. Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 6 Distribution en pourcentage et heures de travail moyennes des travailleurs âgés de 25 à 54 ans, selon les conditions d'emploi¹, 2004

Conditions d'emploi	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba– Saskatchewan	Alberta	Colombie- Britannique	Toutes les régions
Distribution en pourcentage							
Niveau de gestion							
Cadre supérieur	5,1	7,1	7,1	6,8	7,5	7,0	7,0
Cadre intermédiaire	8,9	5,9	10,6	9,7	11,4	9,8	9,2
Cadre inférieur	5,9	4,7	6,6	6,2	7,3	7,1	6,2
Non-cadre	80,1	82,3	75,7	77,3	73,9	76,1	77,6
Taille de l'entreprise							
Moins de 20	24,4	19,9	17,6	22,8	19,6	25,3	20,1
20 à 99	16,2	20,6	17,9	18,6	15,7	19,4	18,4
100 à 499	13,3	16,1	15,1	16,8	17,5	16,5	15,7
500 à 999	7,3	7,8	6,9	7,1	6,2	7,4	7,1
1 000 et plus	38,8	35,6	42,6	34,5	41,1	31,5	38,6
Heures de travail moyennes							
Niveau de gestion							
Cadre supérieur	2 080	2 070	2 110	2 130	2 160	2 160	2 110
Cadre intermédiaire	2 040	1 910	2 000	2 090	2 010	1 950	1 990
Cadre inférieur	1 890	1 860	1 930	1 940	1 980	1 880	1 910
Non-cadre	1 740	1 720	1 800	1 810	1 830	1 750	1 770
Taille de l'entreprise							
Moins de 20	1 690	1 610	1 740	1 780	1 750	1 710	1 700
20 à 99	1 850	1 800	1 850	1 850	1 900	1 740	1 830
100 à 499	1 760	1 800	1 900	1 880	2 000	1 880	1 870
500 à 999	1 850	1 700	1 900	1 920	1 930	1 740	1 830
1 000 et plus	1 830	1 840	1 880	1 920	1 890	1 900	1 830

1. Selon l'emploi principal.

Nota : Les heures de travail moyennes sont arrondies à la dizaine près. Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 7 Distribution en pourcentage et heures de travail moyennes des travailleurs âgés de 25 à 54 ans, selon les caractéristiques démographiques, 2004

Caractéristiques démographiques	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba– Saskatchewan	Alberta	Colombie- Britannique	Toutes les régions
	Distribution en pourcentage						
Âge							
25 à 34	31,1	33,0	33,6	33,1	35,7	33,4	33,4
35 à 44	35,5	34,0	36,7	33,1	33,7	34,7	35,2
45 à 54	33,3	33,0	29,6	33,7	30,6	31,9	31,4
Situation familiale							
Femmes célibataires avec enfants	5,8	6,5	5,0	6,1	5,0	5,4	5,6
Femmes célibataires sans enfants	8,9	11,6	11,1	8,6	8,9	11,5	10,7
Hommes célibataires avec enfants	1,5	2,8	1,3	1,7	1,8	2,0	1,8
Hommes célibataires sans enfants	11,6	15,6	15,6	13,7	16,8	15,0	15,2
Femmes mariées avec enfants	24,7	21,9	24,2	26,5	23,0	20,9	23,3
Femmes mariées sans enfants	10,8	8,2	7,9	8,6	10,2	9,8	8,7
Hommes mariés avec enfants	26,2	25,4	26,8	26,7	24,1	25,9	26,0
Hommes mariés sans enfants	10,4	7,9	8,0	8,0	10,1	9,5	8,7
Expérience de travail¹							
Moins de 5 ans	14,6	18,2	16,1	17,5	18,3	17,5	17,0
5 à 9 ans	16,6	14,8	17,5	15,6	17,4	15,8	16,4
10 à 14 ans	15,0	16,2	17,5	15,7	16,6	14,2	16,4
15 à 19 ans	20,5	17,8	19,2	17,5	17,2	20,5	18,8
Au moins 20 ans	33,3	33,0	29,6	33,7	30,6	31,9	31,4
Niveau de scolarité²							
Études en gestion	6,5	8,3	8,8	8,8	9,3	8,8	8,5
Études universitaires	16,4	20,0	19,4	15,8	21,1	14,5	18,7
Études collégiales	30,0	30,8	28,5	32,1	30,3	29,7	29,7
Études secondaires	47,2	41,0	43,3	43,3	39,3	46,9	43,0

Tableau 7 Distribution en pourcentage et heures de travail moyennes des travailleurs âgés de 25 à 54 ans, selon les caractéristiques démographiques, 2004 (fin)

Caractéristiques démographiques	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba– Saskatchewan	Alberta	Colombie- Britannique	Toutes les régions
	Heures de travail moyennes						
Âge							
25 à 34	1 700	1 690	1 780	1 770	1 860	1 750	1 760
35 à 44	1 830	1 810	1 890	1 900	1 870	1 860	1 860
45 à 54	1 840	1 800	1 890	1 930	1 940	1 800	1 860
Situation familiale							
Femmes célibataires avec enfants	1 580	1 610	1 690	1 690	1 830	1 520	1 650
Femmes célibataires sans enfants	1 710	1 720	1 800	1 700	1 850	1 710	1 760
Hommes célibataires avec enfants	1 980	1 960	2 120	1 920	2 200	1 960	2 030
Hommes célibataires sans enfants	1 790	1 800	1 880	2 010	2 060	1 920	1 890
Femmes mariées avec enfants	1 570	1 510	1 610	1 570	1 570	1 540	1 570
Femmes mariées sans enfants	1 700	1 660	1 830	1 830	1 690	1 730	1 750
Hommes mariés avec enfants	2 040	1 990	2 050	2 100	2 100	2 020	2 040
Hommes mariés sans enfants	1 960	1 930	2 020	2 170	2 020	1 960	1 990
Expérience de travail¹							
Moins de 5 ans	1 660	1 650	1 760	1 740	1 910	1 700	1 730
5 à 9 ans	1 740	1 730	1 800	1 800	1 800	1 810	1 780
10 à 14 ans	1 820	1 820	1 890	1 860	1 850	1 820	1 850
15 à 19 ans	1 830	1 800	1 880	1 940	1 880	1 900	1 860
Au moins 20 ans	1 840	1 800	1 890	1 930	1 940	1 800	1 860
Niveau de scolarité²							
Études en gestion	2 000	1 930	2 010	2 080	2 080	1 980	2 000
Études universitaires	1 850	1 760	1 870	1 790	1 890	1 810	1 833
Études collégiales	1 860	1 770	1 920	1 920	2 000	1 860	1 880
Études secondaires	1 700	1 730	1 770	1 810	1 760	1 740	1 750

1. Nous approximons l'expérience de travail en calculant l'âge moins 25 ans pour tous les répondants de l'échantillon. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu a une variable qui indique les années d'expérience de travail, mais trop d'observations sont manquantes.

2. Selon les compétences requises pour le poste (Classification nationale des professions pour statistiques 2001). L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu a une variable pour le niveau de scolarité, mais trop d'observations sont manquantes.

Nota : Les heures de travail moyennes sont arrondies à la dizaine près. Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 8 Résultats de la décomposition d'Oaxaca, heures de travail moyennes, 2004

	Différence totale (par rapport à l'Ontario)	(a) Statut syndical	(b) (a) + structure industrielle	(c) (b) + conditions d'emploi	(d) (c) + facteurs démographiques
Atlantique	-60,0	-62,4	-61,8	-43,0	-38,0
Québec	-86,5	-94,5	-88,8	-71,9	-75,4
Manitoba–Saskatchewan	13,7	10,6	11,6	22,0	31,6
Alberta	35,4	36,3	35,4	34,6	26,4
Colombie-Britannique	-46,1	-45,8	-39,2	-18,7	-26,1

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. C'est pourquoi les différences régionales dans la moyenne des heures dans ce tableau peuvent être différentes de celles présentées dans la figure 1. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 9 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba– Saskatchewan	Alberta	Colombie- Britannique
Distribution en pourcentage (<i>f_i</i>)						
Moins de 1 100	17,1	13,2	12,6	13,9	12,8	15,6
1 100 à 1 500	8,4	8,2	5,7	7,1	7,5	8,5
1 500 à 1 900	16,4	27,9	15,7	15,4	15,0	17,3
1 900 à 2 300	46,6	44,9	57,8	51,8	51,8	48,6
2 300 à 2 700	6,6	3,6	4,9	6,4	6,5	4,9
2 700 et plus	4,9	2,3	3,2	5,4	6,4	5,2
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario						
Moins de 1 100	4,5	0,6	...	1,3	0,2	3,0
1 100 à 1 500	2,7	2,5	...	1,4	1,8	2,8
1 500 à 1 900	0,7	12,2	...	-0,3	-0,7	1,6
1 900 à 2 300	-11,2	-12,9	...	-6,0	-6,0	-9,2
2 300 à 2 700	1,7	-1,3	...	1,5	1,6	0,0
2 700 et plus	1,7	-0,9	...	2,2	3,2	2,0

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. C'est pourquoi les données présentées dans la première partie de ce tableau sont légèrement différentes de celles présentées au tableau 2. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 10 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles en tenant compte du statut syndical, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Distribution en pourcentage (f_2)						
Moins de 1 100	17,1	14,1	12,6	14,2	13,2	15,7
1 100 à 1 500	8,2	8,0	5,7	7,0	7,7	8,5
1 500 à 1 900	16,1	27,5	15,7	15,3	14,8	17,3
1 900 à 2 300	46,9	44,8	57,8	51,4	51,7	47,8
2 300 à 2 700	6,8	3,4	4,9	6,4	5,9	4,9
2 700 et plus	4,9	2,3	3,2	5,7	6,7	5,8
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario, en tenant compte du statut syndical						
Moins de 1 100	4,5	1,5	...	1,6	0,6	3,1
1 100 à 1 500	2,5	2,3	...	1,3	2,0	2,8
1 500 à 1 900	0,4	11,8	...	-0,4	-0,9	1,6
1 900 à 2 300	-10,9	-13,0	...	-6,4	-6,1	-10,0
2 300 à 2 700	1,9	-1,5	...	1,5	1,0	0,0
2 700 et plus	1,7	-0,9	...	2,5	3,5	2,6
Contribution en pourcentage du statut syndical (f_2-f_1)						
Moins de 1 100	0,0	0,9	...	0,3	0,4	0,1
1 100 à 1 500	-0,2	-0,2	...	-0,1	0,2	0,0
1 500 à 1 900	-0,3	-0,4	...	-0,1	-0,2	0,0
1 900 à 2 300	0,3	-0,1	...	-0,4	-0,1	-0,8
2 300 à 2 700	0,2	-0,2	...	0,0	-0,6	0,0
2 700 et plus	0,0	0,0	...	0,3	0,3	0,6

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 11 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles en tenant compte du statut syndical et de la structure industrielle, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Distribution en pourcentage (f_i)						
Moins de 1 100	16,9	13,4	12,6	14,0	12,6	15,1
1 100 à 1 500	7,7	7,4	5,7	6,1	7,0	8,7
1 500 à 1 900	15,2	27,4	15,7	14,1	14,0	17,0
1 900 à 2 300	49,2	45,8	57,8	53,6	55,2	48,7
2 300 à 2 700	6,6	3,7	4,9	6,6	5,2	4,7
2 700 et plus	4,3	2,2	3,2	5,6	6,0	5,8
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario, en tenant compte du statut syndical et de la structure industrielle						
Moins de 1 100	4,3	0,8	...	1,4	0,0	2,5
1 100 à 1 500	2,0	1,7	...	0,4	1,3	3,0
1 500 à 1 900	-0,5	11,7	...	-1,6	-1,7	1,3
1 900 à 2 300	-8,6	-12,0	...	-4,2	-2,6	-9,1
2 300 à 2 700	1,7	-1,2	...	1,7	0,3	-0,2
2 700 et plus	1,1	-1,0	...	2,4	2,8	2,6
Contribution en pourcentage de la structure industrielle ($f_i - f_2$)						
Moins de 1 100	-0,2	-0,7	...	-0,2	-0,6	-0,6
1 100 à 1 500	-0,5	-0,6	...	-0,9	-0,7	0,2
1 500 à 1 900	-0,9	-0,1	...	-1,2	-0,8	-0,3
1 900 à 2 300	2,3	1,0	...	2,2	3,5	0,9
2 300 à 2 700	-0,2	0,3	...	0,2	-0,7	-0,2
2 700 et plus	-0,6	-0,1	...	-0,1	-0,7	0,0

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 12 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles en tenant compte du statut syndical, de la structure industrielle et des conditions d'emploi, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Distribution en pourcentage (f_x)						
Moins de 1 100	16,1	12,4	12,6	13,2	12,7	14,2
1 100 à 1 500	7,4	6,8	5,7	5,7	7,0	8,1
1 500 à 1 900	15,0	27,2	15,7	14,3	14,1	16,7
1 900 à 2 300	50,6	47,7	57,8	54,5	55,3	50,5
2 300 à 2 700	6,5	3,7	4,9	6,7	5,2	4,6
2 700 et plus	4,3	2,1	3,2	5,6	5,8	5,9
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario, en tenant compte du statut syndical, de la structure industrielle et des conditions d'emploi						
Moins de 1 100	3,5	-0,2	...	0,6	0,1	1,6
1 100 à 1 500	1,7	1,1	...	0,0	1,3	2,4
1 500 à 1 900	-0,7	11,5	...	-1,4	-1,6	1,0
1 900 à 2 300	-7,2	-10,1	...	-3,3	-2,5	-7,3
2 300 à 2 700	1,6	-1,2	...	1,8	0,3	-0,3
2 700 et plus	1,1	-1,1	...	2,4	2,6	2,7
Contribution en pourcentage des conditions d'emploi ($f_x f_3$)						
Moins de 1 100	-0,8	-1,0	...	-0,8	0,1	-0,9
1 100 à 1 500	-0,3	-0,6	...	-0,4	0,0	-0,6
1 500 à 1 900	-0,2	-0,2	...	0,2	0,1	-0,3
1 900 à 2 300	1,4	1,9	...	0,9	0,1	1,8
2 300 à 2 700	-0,1	0,0	...	0,1	0,0	-0,1
2 700 et plus	0,0	-0,1	...	0,0	-0,2	0,1

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau 13 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles en tenant compte du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Distribution en pourcentage (f_5)						
Moins de 1 100	15,9	12,4	12,6	13,0	13,1	14,3
1 100 à 1 500	7,2	6,9	5,7	5,6	6,7	7,9
1 500 à 1 900	14,7	27,1	15,7	14,5	14,0	17,3
1 900 à 2 300	51,0	47,9	57,8	54,5	55,3	49,9
2 300 à 2 700	6,8	3,7	4,9	6,7	5,2	4,6
2 700 et plus	4,5	2,1	3,2	5,7	5,7	6,0
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario, en tenant compte du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques						
Moins de 1 100	3,3	-0,2	...	0,4	0,5	1,7
1 100 à 1 500	1,5	1,2	...	-0,1	1,0	2,2
1 500 à 1 900	-1,0	11,4	...	-1,2	-1,7	1,6
1 900 à 2 300	-6,8	-9,9	...	-3,3	-2,5	-7,9
2 300 à 2 700	1,9	-1,2	...	1,8	0,3	-0,3
2 700 et plus	1,3	-1,1	...	2,5	2,5	2,8
Contribution en pourcentage des caractéristiques démographiques (f_5-f_4)						
Moins de 1 100	-0,2	0,0	...	-0,2	0,4	0,1
1 100 à 1 500	-0,2	0,1	...	-0,1	-0,3	-0,2
1 500 à 1 900	-0,3	-0,1	...	0,2	-0,1	0,6
1 900 à 2 300	0,4	0,2	...	0,0	0,0	-0,6
2 300 à 2 700	0,3	0,0	...	0,0	0,0	0,0
2 700 et plus	0,2	0,0	...	0,1	-0,1	0,1

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Annexe A. Description de la méthode de décomposition DFL¹⁰

Dans le chapitre 5 du présent document, notre objectif est d'estimer quelle serait la distribution des heures de travail si une région avait les mêmes caractéristiques observables qu'une autre région de référence (c.-à-d. l'Ontario), ce qui est possible en décomposant les différences dans les heures de travail en éléments attribuables aux différences dans les facteurs observables entre les deux régions. Nous commençons en définissant les observations individuelles comme un vecteur (Y, Z, r) , formé des heures de travail Y , d'un vecteur des caractéristiques observables Z et d'une région r . Par conséquent, la densité des heures de travail dans une région donnée peut être définie ainsi :

$$f_r(Y) \equiv f(Y; r_Y = r, r_Z = r) \quad (\text{A-1})$$

L'estimation des densités hypothétiques porte toujours sur deux régions : l'Ontario (désignée par « ON ») et la région d'intérêt (désignée par « OR »). Par exemple, l'expression $f_r(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_Z = OR)$ représente la distribution observée des heures de travail dans la région d'intérêt, tandis que l'expression $f_r(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_Z = ON)$ représente la distribution observée des heures qui prévaudrait dans la région d'intérêt si les caractéristiques de cette région étaient semblables à celles de l'Ontario.

Notre vecteur des caractéristiques Z a quatre composantes, que nous examinons dans la séquence principale suivante : statut syndical U , structure industrielle S , conditions d'emploi L et caractéristiques démographiques X . Les conditions d'emploi comprennent des variables nominales correspondant à la taille de l'entreprise et aux responsabilités de gestion. Les caractéristiques démographiques comprennent des variables nominales pour le sexe, la situation familiale, le niveau de scolarité et deux variables pour l'expérience de travail et l'expérience de travail au carré. Nous examinons la contribution de chacun des quatre facteurs (ou groupes de facteurs) séparément dans l'explication des différences dans la distribution des heures de travail.

Suivant la méthode DFL, nous appliquons les propriétés multiplicatives des distributions conditionnelles à l'équation (A-1), de sorte que la densité des heures dans la région d'intérêt OR peut s'exprimer ainsi :

$$f_{OR}(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U|S,L,X} = OR, r_{S|L,X} = OR, r_{L|X} = OR, r_X = OR) \quad (\text{A-2})$$

Pour chaque composante, l'estimation des densités hypothétiques repose sur l'estimation et l'application d'une fonction de « repondération », appliquée sur une base séquentielle. Par exemple, prenons le cas du statut syndical en Ontario et au Québec. Afin d'imposer la répartition ontarienne de la participation syndicale à la distribution québécoise des heures de travail, il est nécessaire de pondérer les syndiqués québécois à la baisse à l'aide d'un facteur équivalent à la différence en pourcentage de la proportion de syndiqués entre l'Ontario et le Québec (et de pondérer à la hausse les québécois non-syndiqués), étant donné que la proportion de syndiqués est beaucoup plus élevée au Québec. En termes de notation, cela donne l'expression suivante :

$$f_{OR}(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U|S,L,X} = ON, r_{S|L,X} = OR, r_{L|X} = OR, r_X = OR) \quad (\text{A-3})$$

10. Cette section correspond à l'approche utilisée dans l'étude de Daly et Valetta (2004).

Dans notre exemple, l'équation représente tout simplement la densité des heures de travail qui prévaudrait au Québec si la probabilité d'être syndiqué au Québec (dépendant de la structure industrielle, des conditions du marché du travail et des caractéristiques démographiques) était semblable à la même probabilité qui prévaut en Ontario, mais avec les heures déterminées par ailleurs par les mêmes caractéristiques de distribution prévalant au Québec.

Plus formellement, la répartition de l'équation (A-3) peut être exprimée comme suit :

$$\begin{aligned}
 f_{OR}(Y) &\equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U|S,L,X} = ON, r_{S|L,X} = OR, r_{L|X} = OR, r_X = OR) \\
 &= \iiint \iiint f(Y | U, S, L, X, r_Y = OR) \cdot dF(U | S, L, X, r_{U|S,L,X} = ON) \cdot \\
 &\quad dF(S | L, X, r_{S|L,X} = OR) \cdot dF(L | X, r_{L|X} = OR) \cdot dF(X | r_X = OR) \quad (A-4) \\
 &= \iiint \iiint f(Y | U, S, L, X, r_Y = OR) \cdot \Psi_{U|S,L,X} \cdot dF(U | S, L, X, r_{U|S,L,X} = OR) \cdot \\
 &\quad dF(S | L, X, r_{S|L,X} = OR) \cdot dF(L | X, r_{L|X} = OR) \cdot dF(X | r_X = OR)
 \end{aligned}$$

Le terme $\Psi_{U|S,L,X}$ est la « fonction de repondération », qui peut être estimée comme suit :

$$\begin{aligned}
 &\Psi_{U|S,L,X} \\
 &\equiv \frac{dF(U | S, L, X, r_{U|S,L,X} = ON)}{dF(U | S, L, X, r_{U|S,L,X} = OR)} \quad (A-5) \\
 &= U \cdot \left(\frac{\Pr(U = 1 | S, L, X, r_{U|S,L,X} = ON)}{\Pr(U = 1 | S, L, X, r_{U|S,L,X} = OR)} \right) + (1-U) \cdot \left(\frac{\Pr(U = 0 | S, L, X, r_{U|S,L,X} = ON)}{\Pr(U = 0 | S, L, X, r_{U|S,L,X} = OR)} \right)
 \end{aligned}$$

où le statut syndical U prend uniquement la valeur 0 ou 1. Le poids $\Psi_{U|S,L,X}$ représente simplement la différence, entre le Québec et l'Ontario, dans la probabilité que les personnes ayant les caractéristiques (S,L,X) soient syndiquées. En pratique, les probabilités conditionnelles de l'équation (A-5) peuvent être estimées à l'aide de modèles standards tels qu'un probit ou un logit, puis en utilisant des valeurs prédites de ces modèles.

La section 2 a montré que les heures peuvent varier d'une région à l'autre en raison des différences de composition dans la structure industrielle. Ces différences peuvent être prises en compte en appliquant la répartition des industries de l'Ontario à la région d'intérêt :

$$\begin{aligned}
 f_{OR}(Y) &\equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U|S,L,X} = ON, r_{S|L,X} = ON, r_{L|X} = OR, r_X = OR) \\
 &= \iiint \iiint f(Y | U, S, L, X, r_Y = OR) \cdot dF(U | S, L, X, r_{U|S,L,X} = ON) \cdot \\
 &\quad dF(S | L, X, r_{S|L,X} = ON) \cdot dF(L | X, r_{L|X} = OR) \cdot dF(X | r_X = OR) \quad (A-6) \\
 &= \iiint \iiint f(Y | U, S, L, X, r_Y = OR) \cdot \Psi_{U|S,L,X} \cdot dF(U | S, L, X, r_{U|S,L,X} = OR) \cdot \Psi_{S|L,X} \cdot \\
 &\quad dF(S | L, X, r_{S|L,X} = OR) \cdot dF(L | X, r_{L|X} = OR) \cdot dF(X | r_X = OR)
 \end{aligned}$$

Où $\Psi_{S|L,X}$ peut être défini comme suit :

$$\Psi_{S|L,X} \equiv \frac{dF(S | L, X, r_{S|L,X} = ON)}{dF(S | L, X, r_{S|L,X} = OR)} = \sum_{k=1}^n I_k \cdot \left(\frac{\Pr(S = k | L, X, r_{U|S,L,X} = ON)}{\Pr(S = k | L, X, r_{U|S,L,X} = OR)} \right) \quad (A-7)$$

où $I_k=1$ si $S=k$ et $I_k=0$ autrement. Avec k résultats possibles (correspondant à un nombre spécifique de catégories industrielles), ces probabilités peuvent être estimées en utilisant un modèle logit multinomial, qui possède les propriétés appropriées pour prendre en charge les variables dépendantes polychotomiques non ordonnées¹¹.

La section 2 a montré en outre que les caractéristiques de l'emploi peuvent également influencer la distribution du temps de travail, ce qui comprend plusieurs facteurs, que nous regroupons sous le terme L . Nous tenons compte de ces caractéristiques en incluant une autre fonction de repondération dans la densité des heures :

$$\begin{aligned} f_{OR}(Y) &\equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U|S,L,X} = ON, r_{S|L,X} = ON, r_{L|X} = ON, r_X = OR) \\ &= \iiint dF(U | S, L, X, r_{U|S,L,X} = ON) \cdot \\ &\quad dF(S | L, X, r_{S|L,X} = ON) \cdot dF(L | X, r_{L|X} = ON) \cdot dF(X | r_X = OR) \quad (A-8) \\ &= \iiint dF(U | S, L, X, r_{U|S,L,X} = OR) \cdot \Psi_{S|L,X} \cdot \\ &\quad dF(S | L, X, r_{S|L,X} = OR) \cdot \Psi_{L|X} \cdot dF(L | X, r_{L|X} = OR) \cdot dF(X | r_X = OR) \end{aligned}$$

En utilisant les règles de Bayes, la fonction de repondération $\Psi_{L|X}$ peut être estimée comme suit :

$$\begin{aligned} \Psi_{L|X} &\equiv \frac{dF(L | X, r_{L|X} = ON)}{dF(L | X, r_{L|X} = OR)} \quad (A-9) \\ &= \frac{\Pr(r_L = ON | L, X)}{\Pr(r_L = OR | L, X)} \cdot \frac{\Pr(r_L = OR | X)}{\Pr(r_L = ON | X)} \end{aligned}$$

11. Nous utilisons les catégories d'industrie suivantes pour les décompositions reliées aux répartitions des heures de travail annuelles : agriculture; extraction minière, de pétrole et de gaz; construction et services publics; fabrication; services à la consommation; services aux entreprises; services d'éducation; services de santé; transports et commerce de gros; arts, culture et divertissements; autres services; et administration publique.

Encore une fois, les probabilités relatives de présence dans l'un ou l'autre des échantillons peuvent être estimées à l'aide de modèles logit. Enfin, nous tenons compte des caractéristiques démographiques en calculant une autre fonction de repondération Ψ_X , qui peut être obtenue comme suit (en utilisant les règles de Bayes) :

$$\begin{aligned} \Psi_X & \\ & \equiv \frac{dF(X, r_X = ON)}{dF(X, r_X = OR)} \\ & = \frac{\Pr(r_X = ON | X)}{\Pr(r_X = OR | X)} \cdot \frac{\Pr(r_X = OR)}{\Pr(r_X = ON)} \end{aligned} \quad (A-10)$$

Cette fonction finale de pondération correspond à la probabilité relative d'observer un travailleur présentant les caractéristiques X dans l'échantillon de l'Ontario (par rapport à l'autre région d'intérêt) — normalisée par la probabilité non conditionnelle de présence dans l'un ou l'autre des échantillons.

Le tableau ci-dessous résume la séquence de notre décomposition de premier ordre :

Distribution	Poids
1. Région d'intérêt, distribution des heures de travail $f_1(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U S,L,X} = OR, r_{S L,X} = OR, r_{L X} = OR, r_X = OR)$	θ_{OR}
2. (1) avec le statut syndical de l'Ontario $f_2(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U S,L,X} = ON, r_{S L,X} = OR, r_{L X} = OR, r_X = OR)$	$\theta_{OR} \cdot \Psi_{U S,L,X}$
3. (2) avec la répartition des industries de l'Ontario $f_3(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U S,L,X} = ON, r_{S L,X} = ON, r_{L X} = OR, r_X = OR)$	$\theta_{OR} \cdot \Psi_{U S,L,X} \cdot \Psi_{S L,X}$
4. (3) avec les caractéristiques du marché du travail de l'Ontario $f_4(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U S,L,X} = ON, r_{S L,X} = ON, r_{L X} = ON, r_X = OR)$	$\theta_{OR} \cdot \Psi_{U S,L,X} \cdot \Psi_{S L,X} \cdot \Psi_{L X}$
5. (4) avec les caractéristiques démographiques de l'Ontario $f_5(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_{U S,L,X} = ON, r_{S L,X} = ON, r_{L X} = ON, r_X = ON)$	$\theta_{OR} \cdot \Psi_{U S,L,X} \cdot \Psi_{S L,X} \cdot \Psi_{L X} \cdot \Psi_X$
6. Ontario, distribution des heures de travail $f_6(Y) \equiv f(Y; r_Y = ON, r_{U S,L,X} = ON, r_{S L,X} = ON, r_{L X} = ON, r_X = ON)$	θ_{ON}

Par conséquent, la contribution relative du statut syndical à la différence totale dans les densités des heures de travail correspond à (f_2-f_1) ; la contribution attribuable aux différences de composition dans la structure industrielle est égale à (f_3-f_2) ; la contribution des différences dans les conditions d'emploi est (f_4-f_3) ; la contribution reliée aux caractéristiques démographiques est (f_5-f_4) ; et la contribution de tous les autres facteurs (non observables) est simplement (f_6-f_5) . Compte tenu des préoccupations soulevées par le fait que les effets estimés de chaque facteur puissent être influencés par l'ordre de la décomposition, nous avons également produit d'autres résultats à partir de la décomposition en ordre inversé — ce qui n'a pas modifié sensiblement les conclusions de ce rapport (la procédure exacte suivie pour produire les poids en ordre inversé et les résultats complets de la décomposition en ordre inversé figurent à l'annexe B du présent document).

Annexe B. Description de la décomposition inverse

La présente section explique la méthode utilisée pour la décomposition inversée de DFL. Nous commençons par définir la densité des heures dans la région d'intérêt OR comme suit:

$$f_{OR}(Y) \equiv f(Y; r_Y = OR, r_{X|L,S,U} = OR, r_{L|S,U} = OR, r_{S|U} = OR, r_U = OR) \quad (B-1)$$

La densité des heures de travail qui prévaudrait dans la région d'intérêt si les caractéristiques démographiques étaient, d'après les observations, semblables à celles de l'Ontario peut être exprimée comme suit :

$$\begin{aligned} f_{OR}(Y) &\equiv f(Y; r_Y = OR, r_{X|L,S,U} = ON, r_{L|S,U} = OR, r_{S|U} = OR, r_U = OR) \\ &= \iiint \iiint f(Y | X, L, S, U, r_Y = OR) \cdot dF(X | L, S, U, r_{X|L,S,U} = ON) \cdot \\ &\quad dF(L | S, U, r_{L|S,U} = OR) \cdot dF(S | U, r_{S|U} = OR) \cdot dF(U | r_U = OR) \\ &= \iiint \iiint f(Y | X, L, S, U, r_Y = OR) \cdot \Psi_{X|L,S,U} \cdot dF(X | L, S, U, r_{X|L,S,U} = OR) \cdot \\ &\quad dF(L | S, U, r_{L|S,U} = OR) \cdot dF(S | U, r_{S|U} = OR) \cdot dF(U | r_U = OR) \end{aligned} \quad (B-2)$$

Ce processus peut être répété sur une base séquentielle pour chacune des composantes. À la fin, la densité des heures de travail qui prévaudrait dans la région d'intérêt si le statut syndical, la structure industrielle, les conditions d'emploi et les caractéristiques démographiques étaient semblables aux caractéristiques de l'Ontario sera

$$\begin{aligned} f_{OR}(Y) &\equiv f(Y; r_Y = OR, r_{X|L,S,U} = ON, r_{L|S,U} = OR, r_{S|U} = OR, r_U = OR) \\ &= \iiint \iiint f(Y | X, L, S, U, r_Y = OR) \cdot dF(X | L, S, U, r_{X|L,S,U} = ON) \cdot \\ &\quad dF(L | S, U, r_{L|S,U} = OR) \cdot dF(S | U, r_{S|U} = OR) \cdot dF(U | r_U = OR) \\ &= \iiint \iiint f(Y | X, L, S, U, r_Y = OR) \cdot \Psi_{X|L,S,U} \cdot dF(X | L, S, U, r_{X|L,S,U} = OR) \cdot \Psi_{L|S,U} \cdot \\ &\quad dF(L | S, U, r_{L|S,U} = OR) \cdot \Psi_{S|U} \cdot dF(S | U, r_{S|U} = OR) \cdot \Psi_U \cdot dF(U | r_U = OR) \end{aligned} \quad (B-3)$$

La fonction de repondération Ψ_U est estimée comme suit :

$$\begin{aligned} \Psi_U &\equiv \frac{dF(U | r_U = ON)}{dF(U | r_U = OR)} \\ &= U \cdot \left(\frac{\Pr(U = 1 | r_U = ON)}{\Pr(U = 1 | r_U = OR)} \right) + (1 - U) \cdot \left(\frac{\Pr(U = 0 | r_U = ON)}{\Pr(U = 0 | r_U = OR)} \right) \end{aligned} \quad (B-4)$$

où le statut syndical U prend uniquement la valeur 0 ou 1. Cette fonction de repondération indique simplement la différence dans les probabilités inconditionnelles d'être syndiqué entre l'Ontario et la région d'intérêt.

La fonction de repondération $\Psi_{S|U}$ est définie comme suit :

$$\begin{aligned} \Psi_{S|U} &\equiv \frac{dF(S | U, r_{S|U} = ON)}{dF(S | U, r_{S|U} = OR)} = \sum_{k=1}^n I_k \cdot \left(\frac{\Pr(S = k | U, r_{S|U} = ON)}{\Pr(S = k | U, r_{S|U} = OR)} \right) \end{aligned} \quad (B-5)$$

où $I_k=1$ si $S=k$ et $I_k=0$ autrement. Il y a k résultats possibles, correspondant à un nombre spécifique de catégories industrielles. En pratique, ces probabilités peuvent être estimées par un simple calcul de répartition des travailleurs selon la structure industrielle et le statut syndical. Autrement dit, nous calculons le pourcentage des observations qui tombent dans chacune des 12 catégories définies par la structure industrielle et les deux valeurs possibles (0 et 1) pour la variable du statut syndical. Les observations qui tombent dans une cellule particulière pour la région de référence sont pondérées à la hausse ou pondérées à la baisse par la différence proportionnelle dans la part en pourcentage de cette cellule entre l'Ontario et la région d'intérêt.

En utilisant les règles de Bayes, nous définissons la fonction de repondération $\Psi_{L|S,U}$ à l'équation B-6, dans laquelle la probabilité relative de présence dans l'un ou l'autre des échantillons peut être estimée à l'aide de modèles logit :

$$\begin{aligned} \Psi_{L|S,U} & \equiv \frac{dF(L|S,U, r_{L|S,U} = ON)}{dF(L|S,U, r_{L|S,U} = OR)} \\ & = \frac{\Pr(r_L = ON | L, S, U)}{\Pr(r_L = OR | L, S, U)} \cdot \frac{\Pr(r_L = OR | S, U)}{\Pr(r_L = ON | S, U)} \end{aligned} \quad (B-6)$$

Enfin, la dernière fonction de repondération $\Psi_{X|L,S,U}$ peut être obtenue comme suit :

Comme

$$\Psi_{X|L,S,U} \cdot \Psi_{L|S,U} \cdot \Psi_{S|U} \cdot \Psi_U = \Psi_{U|S,L,X} \cdot \Psi_{S|L,X} \cdot \Psi_{L|X} \cdot \Psi_X$$

Cette équation peut être réarrangée afin d'estimer notre fonction de repondération comme suit : (B-7)

$$\Psi_{X|L,S,U} = \frac{\Psi_{U|S,L,X} \cdot \Psi_{S|L,X} \cdot \Psi_{L|X} \cdot \Psi_X}{\Psi_{L|S,U} \cdot \Psi_{S|U} \cdot \Psi_U}$$

Une implication de cette égalité est l'équivalence de l'effet net des quatre facteurs de conditionnement en premier ordre et en ordre inversé.

Dans la plupart des cas, les résultats de la décomposition inversée (indiqués dans les pages qui suivent) confirment le rôle plus important joué par les différences dans la structure industrielle pour expliquer les différences dans les heures de travail, et confirment en outre que les différences dans le statut syndical et dans les caractéristiques démographiques sont, dans une large mesure, inefficaces pour expliquer ces différences. Par conséquent, les résultats de la décomposition en ordre inversé ne diffèrent pas fondamentalement des résultats en premier ordre.

Tableau B.1 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles en tenant compte des caractéristiques démographiques, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Distribution en pourcentage						
Moins de 1 100	17,5	12,6	12,6	13,2	12,9	15,9
1 100 à 1 500	8,2	8,2	5,7	6,8	7,3	8,8
1 500 à 1 900	15,7	29,5	15,7	15,8	15,6	17,8
1 900 à 2 300	47,6	44,0	57,8	52,5	51,4	47,4
2 300 à 2 700	6,4	3,5	4,9	6,3	6,0	4,6
2 700 et plus	4,6	2,2	3,2	5,4	6,9	5,5
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario, en tenant compte des caractéristiques démographiques						
Moins de 1 100	4,9	0,0	...	0,6	0,3	3,3
1 100 à 1 500	2,5	2,5	...	1,1	1,6	3,1
1 500 à 1 900	0,0	13,8	...	0,1	-0,1	2,1
1 900 à 2 300	-10,2	-13,8	...	-5,3	-6,4	-10,4
2 300 à 2 700	1,5	-1,4	...	1,4	1,1	-0,3
2 700 et plus	1,4	-1,0	...	2,2	3,7	2,3
Contribution en pourcentage des caractéristiques démographiques						
Moins de 1 100	0,4	-0,6	...	-0,7	0,1	0,3
1 100 à 1 500	-0,2	0,0	...	-0,3	-0,2	0,3
1 500 à 1 900	-0,7	1,6	...	0,4	0,6	0,5
1 900 à 2 300	1,0	-0,9	...	0,7	-0,4	-1,2
2 300 à 2 700	-0,2	-0,1	...	-0,1	-0,5	-0,3
2 700 et plus	-0,3	-0,1	...	0,0	0,5	0,3

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau B.2 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles en tenant compte des caractéristiques démographiques et des conditions d'emploi, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Distribution en pourcentage						
Moins de 1 100	16,7	11,7	12,6	12,7	13,1	15,1
1 100 à 1 500	7,8	7,6	5,7	6,5	7,3	8,4
1 500 à 1 900	15,4	29,4	15,7	16,1	15,7	17,3
1 900 à 2 300	48,8	45,7	57,8	52,8	51,0	48,9
2 300 à 2 700	6,5	3,5	4,9	6,4	6,0	4,6
2 700 et plus	4,7	2,1	3,2	5,4	6,8	5,7
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario, en tenant compte des caractéristiques démographiques et des conditions d'emploi						
Moins de 1 100	4,1	-0,9	...	0,1	0,5	2,5
1 100 à 1 500	2,1	1,9	...	0,8	1,6	2,7
1 500 à 1 900	-0,3	13,7	...	0,4	0,0	1,6
1 900 à 2 300	-9,0	-12,1	...	-5,0	-6,8	-8,9
2 300 à 2 700	1,6	-1,4	...	1,5	1,1	-0,3
2 700 et plus	1,5	-1,1	...	2,2	3,6	2,5
Contribution en pourcentage des conditions d'emploi						
Moins de 1 100	-0,8	-0,9	...	-0,5	0,2	-0,8
1 100 à 1 500	-0,4	-0,6	...	-0,3	0,0	-0,4
1 500 à 1 900	-0,3	-0,1	...	0,3	0,1	-0,5
1 900 à 2 300	1,2	1,7	...	0,3	-0,4	1,5
2 300 à 2 700	0,1	0,0	...	0,1	0,0	0,0
2 700 et plus	0,1	-0,1	...	0,0	-0,1	0,2

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau B.3 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles en tenant compte des caractéristiques démographiques, des conditions d'emploi et de la structure industrielle, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Distribution en pourcentage						
Moins de 1 100	15,7	11,9	12,6	12,4	13,1	14,2
1 100 à 1 500	7,2	7,0	5,7	5,7	6,7	7,9
1 500 à 1 900	14,8	28,1	15,7	15,1	14,0	17,6
1 900 à 2 300	51,2	47,4	57,8	54,9	55,3	49,7
2 300 à 2 700	6,7	3,5	4,9	6,4	5,2	4,6
2 700 et plus	4,4	2,1	3,2	5,4	5,7	6,0
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario, en tenant compte des caractéristiques démographiques, des conditions d'emploi et de la structure industrielle						
Moins de 1 100	3,1	-0,7	...	-0,2	0,5	1,6
1 100 à 1 500	1,5	1,3	...	0,0	1,0	2,2
1 500 à 1 900	-0,9	12,4	...	-0,6	-1,7	1,9
1 900 à 2 300	-6,6	-10,4	...	-2,9	-2,5	-8,1
2 300 à 2 700	1,8	-1,4	...	1,5	0,3	-0,3
2 700 et plus	1,2	-1,1	...	2,2	2,5	2,8
Contribution en pourcentage de la structure industrielle						
Moins de 1 100	-1,0	0,2	...	-0,3	0,0	-0,9
1 100 à 1 500	-0,6	-0,6	...	-0,8	-0,6	-0,5
1 500 à 1 900	-0,6	-1,3	...	-1,0	-1,7	0,3
1 900 à 2 300	2,4	1,7	...	2,1	4,3	0,8
2 300 à 2 700	0,2	0,0	...	0,0	-0,8	0,0
2 700 et plus	-0,3	0,0	...	0,0	-1,1	0,3

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Tableau B.4 Distribution en pourcentage des travailleurs âgés de 25 à 54 ans selon les catégories d'heures de travail annuelles en tenant compte des caractéristiques démographiques, des conditions d'emploi, de la structure industrielle et du statut syndical, 2004

Catégories d'heures de travail annuelles	Atlantique	Québec	Ontario	Manitoba–Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
Distribution en pourcentage						
Moins de 1 100	15,9	12,4	12,6	13,0	13,1	14,3
1 100 à 1 500	7,2	6,9	5,7	5,6	6,7	7,9
1 500 à 1 900	14,7	27,1	15,7	14,5	14,0	17,3
1 900 à 2 300	51,0	47,9	57,8	54,5	55,3	49,9
2 300 à 2 700	6,8	3,7	4,9	6,7	5,2	4,6
2 700 et plus	4,5	2,1	3,2	5,7	5,7	6,0
Différence en pourcentage par rapport à l'Ontario, en tenant compte des caractéristiques démographiques, des conditions d'emploi, de la structure industrielle et du statut syndical						
Moins de 1 100	3,3	-0,2	...	0,4	0,5	1,7
1 100 à 1 500	1,5	1,2	...	-0,1	1,0	2,2
1 500 à 1 900	-1,0	11,4	...	-1,2	-1,7	1,6
1 900 à 2 300	-6,8	-9,9	...	-3,3	-2,5	-7,9
2 300 à 2 700	1,9	-1,2	...	1,8	0,3	-0,3
2 700 et plus	1,3	-1,1	...	2,5	2,5	2,8
Contribution en pourcentage du statut syndical						
Moins de 1 100	0,2	0,5	...	0,6	0,0	0,1
1 100 à 1 500	0,0	-0,1	...	-0,1	0,0	0,0
1 500 à 1 900	-0,1	-1,0	...	-0,6	0,0	-0,3
1 900 à 2 300	-0,2	0,5	...	-0,4	0,0	0,2
2 300 à 2 700	0,1	0,2	...	0,3	0,0	0,0
2 700 et plus	0,1	0,0	...	0,3	0,0	0,0

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les observations pour lesquelles nous ne disposons pas d'information au sujet du statut syndical, de la structure industrielle, des conditions d'emploi et des caractéristiques démographiques sont exclues. Les poids des observations restantes ont été rajustés à la hausse en guise de compensation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2004.

Bibliographie

- Armstrong, Philip, Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson et Faouzi Takhani. 2002. *Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information, 1981 à 2000 : l'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE). N° 11F0027MIF2002001 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Bartman, Ilona et Gaétan Garneau. 1998. *Comparaison des heures travaillées selon l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu et l'Enquête sur la population active*. Série de documents de recherche – Revenu. N° 75F0002MIF1998014 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Bell, Linda et Richard B. Freeman. 2001. « Working Hard ». Dans *Working Time in Comparative Perspective, Volume 1: Patterns, Trends, and Policy Implications of Earnings Inequality and Unemployment*. Ging Wong et Garnett Picot (rév.). Kalamazoo, Mich. : W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Bell, Linda A. et Richard B. Freeman. 2000. « The Incentive for Working Hard: Explaining Hours Worked Differences in the U.S. and Germany ». Document de travail du NBER N° 8051. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research, Inc.
- Bell, Linda et Richard Freeman. 1996. « Why do Americans and Germans Work Different Hours? » Document de travail du NBER N° 4808. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research, Inc.
- Blundell, Richard et Thomas MaCurdy. 1999. « Labor supply: A review of alternative approaches ». Dans *Handbook of Labor Economics Volume 3A*. Orley C. Ashenfelter et David Card (rév.). Amsterdam : Elsevier Science. 1559–1695.
- Daly, Mary C. et Robert G. Valletta. 2004. « Inequality and Poverty in the United States: The Effects of Rising Male Wage Dispersion and Changing Family Behaviour ». Document de recherche de la Federal Reserve Bank of San Francisco N° 2000-06 (révision). San Francisco : Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Devereux, Paul J. 2004. « Changes in Relative Wages and Family Labor Supply ». *The Journal of Human Resources*. 39 (3) : 696–722.
- DiNardo, John E., Nicole M. Fortin et Thomas Lemieux. 1996. « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach ». *Econometrica*. 64 (5) : 1001–1044.
- Drolet, Marie et René Morissette. 1998. *Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF1998128 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

- Fortin, Pierre. 2003. « Différences dans les heures annuelles travaillées par habitant entre les États-Unis et le Canada ». *Observateur international de la productivité*. 6 (Printemps) : 43–51.
- Frederick, Judith et Janet Fast. 1998. *Le temps d'une vie : trouver l'équilibre entre le travail et les loisirs au cours du cycle de vie*. Emploi du temps et transitions au cours de la vie. N° 89-584-MIF2003004 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Johnson, Susan et Peter Kuhn. 2004. « Increasing Male Earnings Inequality in Canada and the United States, 1981–1997: The Role of Hours Changes versus Wage Changes ». *Canadian Public Policy*. 30 (2) : 155–175.
- Heisz, Andrew et Sébastien LaRoche-Côté. 2006. *Instabilité des heures de travail au Canada*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2006278 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Heisz, Andrew et Sébastien LaRoche-Côté. 2003. *Les heures de travail au Canada et aux États-Unis*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2003209 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Heisz, Andrew et Sylvain Côté. 1999. *Les emplois sont-ils moins stables dans le secteur tertiaire?* Série d'études analytiques – Division des industries de service. N° 63F0002XIB1999022 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Higgins, Chris et Linda Duxbury. 2003. « Where to Work in Canada? An Examination of Regional Differences in Work Life Practices ». Document commandé par la BC Work-Life Summit 2003.
- Higgins, Chris et Linda Duxbury. 2002. *Enquête nationale sur le conflit entre le travail et la vie personnelle : Rapport 1*. Rapport final, mars 2002. Ottawa : Agence de santé publique du Canada.
- Institute for Competitiveness and Prosperity. 2006. « Time on the job: Intensity and Ontario's prosperity gap ». Document de travail n° 9. Septembre. Toronto : Institute for Competitiveness and Prosperity.
- Morissette, René, John Myles et Garnett Picot. 1994. « Earnings Inequality and the Distribution of Working Time in Canada ». *Canadian Business Economics*. 2 (3) : 3–6.
- Oaxaca, Ronald. 1973. « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets ». *International Economic Review*. 14 (3) : 693–709.
- OCDE. 2004. *Perspectives de l'emploi*. Juillet. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.
- OCDE. 2001. *Perspectives de l'emploi*. Juillet. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.

- OCDE. 1997. *Perspectives de l'emploi*. Juillet. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.
- OCDE. 1995. *Perspectives de l'emploi*. Juillet. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.
- Osberg, Lars. 2001. « Labour Supply and Inequality Trends in the United States and Elsewhere ». Document présenté à la Conférence IRPP-CENV sur les liens entre la croissance économique et l'inégalité. 26 et 27 janvier, Château Laurier, Ottawa.
- Pannozzo, Linda et Ronald Colman. 2004. « Working Time and the Future of Work in Canada: A Nova Scotia GPI Case Study ». Glen Haven, N.-É. : GPI Atlantic.
- Picot, Garnett. 2001. « Working Time, Wages and Earnings Inequality among Men and Women in Canada, 1981-1999 ». In *Working Time in Comparative Perspective, Volume 1: Patterns, Trends, and Policy Implications of Earnings Inequality and Unemployment*. Ging Wong et Garnett Picot (rév.). Kalamazoo, Mich. : W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Scott, Heather K., Emile Tompa et Scott Trevithick. 2004. « The Health Consequences of Underemployment ». Toronto : Institut de recherche sur le travail et la santé.
- Sharpe, Andrew. 2003. « Pourquoi les Américains sont-ils plus productifs que les Canadiens? » *Observateur international de la productivité*. 6 (Printemps) : 22-42.
- Shields, Margot. 1999. « Les longues heures de travail et la santé ». *Rapports sur la santé*. 11 (2). 37-56. N° 82-003-XIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Statistique Canada. 2005. *Femmes au Canada : rapport statistique fondé sur le sexe*. 5^e édition. N° 89-503-XIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Statistique Canada. 1998. *Mises à pied permanentes, démissions et embauches dans l'économie canadienne, 1978 à 1995*. N° 71-539-XIB au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- van Ark, Bart. 2002. « Understanding Productivity and Income Differentials among OECD countries: A Survey ». Dans *The Review of Economic Performance and Social Progress 2002: Towards a Social Understanding of Productivity*. Vol. 2. Andrew Sharpe, France Saint-Hilaire et Keith Banting (rév.). Montréal : Institut de recherché en politiques publiques et Ottawa : Centre d'étude des niveaux de vie.
- Williams, Cara. 2003. « Le stress au travail ». *Tendances sociales canadiennes*. 70 (Automne) : 7-14. N° 11-008 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.