



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 209

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-89567-3

Document de recherche

**Direction des études analytiques
Documents de recherche**

Les heures de travail au Canada et aux États-Unis

par Andrew Heisz et Sébastien LaRoche-Côté

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Toutes les opinions émises par les auteurs de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Les heures de travail au Canada et aux États-Unis

par Andrew Heisz et Sébastien LaRoche-Côté

11F0019MIF N° 209
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-89567-3

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, K1A 0T6
Statistique

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

Ce document est disponible sur Internet : (www.statcan.ca)

Septembre 2003

Une version antérieure de ce document a été présentée à la 36e réunion annuelle de l'Association canadienne d'économique qui s'est déroulée du 30 mai au 2 juin 2002. Les auteurs tiennent à remercier Yves Decady, Jane Friesen, René Morissette, Garnett Picot, Geoff Rowe, Deborah Sunter et Arthur Sweetman de leurs commentaires utiles.

Les opinions exprimées dans le présent document sont celles des auteurs et ne reflètent pas forcément celles de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

1. Introduction.....	1
2. Méthodes, sources de données et définitions	3
3. Variation des heures par personne selon l'âge et le sexe	9
4. Décomposition des tendances relatives en travail.....	11
5. Incidence de l'inégalité des salaires sur les heures travaillées.....	14
6. L'incidence des préférences et des différences en matière de style de vie sur les heures travaillées	16
7. L'incidence des facteurs macroéconomiques.....	18
8. Conclusion	19
BIBLIOGRAPHIE	32

RÉSUMÉ

Le présent document porte sur le nombre d'heures de travail aux États-Unis et au Canada au cours de la période allant de 1979 à 2000. Nous constatons qu'un écart s'est creusé durant les années 80 et s'est accentué considérablement dans les années 90. Nous examinons la possibilité que cet écart s'explique par des différences dans l'offre de main-d'œuvre, plus particulièrement par 1) les stimulants résultant de l'inégalité des salaires ou 2) les différences dans la participation au marché du travail des femmes, des jeunes ou des hommes plus âgés. Nous constatons que les faits stylisés ne nous permettent pas de conclure à une explication fondée sur l'offre. En fait, la croissance économique plus lente au Canada pendant la plus grande partie des années 1990 (comme le démontre le taux de chômage) semble le mieux expliquer l'élargissement de l'écart entre les heures travaillées aux États-Unis et au Canada, ce qui laisse supposer qu'il faut y chercher une explication du côté de la demande sur le marché du travail.

Mots-clés : Offre de main-d'œuvre, heures travaillées par personne, heures par travailleur, emploi, revenu, inégalité de richesse des revenus.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2003

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

1. Introduction

Le marché du travail canadien a évolué différemment de celui de son principal partenaire commercial les États-Unis au cours des dernières décennies. Par exemple, un écart entre le nombre annuel moyen d'heures de travail par habitant au Canada et aux États-Unis s'est creusé après 1983 et s'est accentué tout au long des années 90, augmentant davantage aux États-Unis (figure 1). Dans d'autres pays comme le Royaume-Uni et la Suède, de même qu'au Canada, le nombre d'heures de travail est resté relativement stable, tandis qu'il a diminué en Allemagne et en France. Alors que de nombreuses études portent sur les tendances divergentes au Canada et aux États-Unis révélées par d'autres indicateurs macroéconomiques comme les taux de chômage et d'emploi, le PIB par habitant, la productivité et l'inégalité des revenus et des gains, on s'est beaucoup moins penché sur les divergences des heures de travail¹. Dans le présent document, nous examinons l'écart qui s'est établi entre le nombre annuel d'heures de travail aux États-Unis et au Canada, en soulignant les différences descriptives et en examinant les explications éventuelles.

Il est intéressant d'examiner les différences entre les heures de travail sur le plan international, pour plusieurs raisons. En premier lieu, les heures de travail sont étroitement liées au PIB par habitant, indicateur souvent examiné de la croissance économique agrégée. L'examen des heures de travail permet de comprendre pourquoi la croissance économique agrégée est différente aux États-Unis et au Canada (Harchaoui, Armstrong, Jackson et Tarkhani, 2002). En même temps, on s'est intéressé à la mesure des heures de travail sur le plan international dans le but de produire des estimations comparables de la productivité (par exemple, OCDE, 2001b; Van Ark, 1998). En deuxième lieu, on s'interroge sur l'incidence des heures de travail sur les horaires surchargés (Frederick et Fast, 2001) et sur le bien-être (Shields, 2000), en soulignant que la croissance du PIB par habitant attribuable à l'augmentation du nombre d'heures de travail par habitant pourrait aboutir à une surestimation de l'augmentation du niveau de vie si l'on accorde de la valeur au temps consacré à d'autre chose qu'au travail (Osberg, 2001). En troisième lieu, la polarisation des heures de travail a augmenté dans certains pays de même qu'au Canada durant les années 80 et 90 (voir, par exemple, Sheridan, Sunter et Diverty (1996) et Rones, Ilg et Gardner (1997)), de même qu'au Canada et a contribué de façon importante à l'inégalité croissante des gains (Morissette, Myles et Picot (1994), Picot (2001)). Étant donné ces liens entre les heures de travail, la productivité, le revenu, l'inégalité et le bien-être, il semble qu'un examen détaillé des heures de travail aux États-Unis et au Canada se fait attendre depuis longtemps.

Le présent document non seulement décrit les tendances observées dans les deux pays, mais examine les causes des différences dans les heures de travail à l'échelon international, suggérées dans les études publiées. Les auteurs de ces études ont surtout tâché d'expliquer les différences dans le nombre d'heures de travail observées entre les États-Unis et l'Allemagne. Ces études portent principalement sur l'incitation au travail que constitue l'inégalité des salaires. Dans un ensemble d'articles publiés récemment, Bell et Freeman (1996, 2000, 2001) émettent l'hypothèse que les travailleurs dans un pays où l'inégalité des salaires est plus grande, sont davantage motivés à faire de plus longues heures. Ces auteurs soutiennent que les travailleurs choisissent

¹ Plusieurs études portent séparément sur les heures de travail au Canada et aux États-Unis. Il s'agit de celles de Sheridan, Sunter et Diverty (1996) au Canada et de Rones, Ilg et Gardner (1997) aux États-Unis. Fortin (2003) procède également à l'analyse des différences des heures travaillées entre le Canada et les États-Unis.

leurs heures de travail actuelles en vue d'obtenir de l'avancement et des augmentations salariales à l'avenir et, pour avancer sur l'échelle de répartition des salaires. Plus cette répartition est inégale, plus la récompense éventuelle de l'augmentation des heures de travail est élevée, ce qui a pour effet d'accroître le nombre d'heures travaillées. Dans les pays où cette inégalité est importante, comme les États-Unis, les travailleurs sont davantage motivés à travailler de plus longues heures que dans les pays où l'inégalité est plus faible, comme (pour reprendre leur exemple) l'Allemagne. Le cas extrême serait celui d'un pays où il n'y a pas d'inégalité de salaire et où il n'y a donc aucune raison de travailler davantage.

Cette hypothèse est critiquée dans Osberg (2001). Osberg montre que les augmentations des heures de travail aux États-Unis se sont concentrées tout au bas de l'échelle de répartition des heures de travail par personne. La principale différence dans le nombre annuel d'heures travaillées entre les États-Unis et l'Allemagne tient à la participation au marché du travail des femmes et à celle des hommes plus âgés, alors que parmi ceux qui travaillent, on remarque peu de différences dans le nombre moyen d'heures de travail. Selon l'argument avancé par Bell et Freeman, l'inégalité aurait dû motiver les hommes américains d'âge intermédiaire à travailler plus que leurs homologues allemands. Toutefois, les travailleurs de sexe masculin allemands d'âge intermédiaire n'indiquent pas moins d'heures de travail que leurs homologues américains. Osberg en conclut que les différences dans le nombre d'heures de travail tiennent davantage aux différences nationales sur le plan des préférences et du style de vie, comme la plus faible propension des mères allemandes à travailler et la tendance des hommes allemands à prendre leur retraite tôt, et moins à l'effet de l'inégalité.

La différence entre ces deux arguments est importante. Si les différences dans le nombre d'heures de travail tiennent à l'inégalité des salaires, il s'ensuit probablement qu'une inégalité des salaires plus importante se traduit par une accélération de la croissance économique. Par conséquent, les politiques fiscales et de transfert des administrations publiques qui ont pour effet de diminuer l'inégalité pourraient ralentir la croissance économique en réduisant l'effort au travail². Dans le présent document, nous visons deux objectifs. Notre premier objectif est de présenter les faits stylisés sur les différences dans le taux de croissance du nombre d'heures de travail au Canada et aux États-Unis. Dans ce contexte, nous examinons les différences entre les deux pays dans le nombre d'heures de travail, par personne et par travailleur, pour la population de 16 à 69 ans et pour des sous-groupes établis selon le groupe d'âge et le sexe. Notre deuxième objectif est d'examiner comment ces faits cadrent avec la notion selon laquelle les tendances relatives s'expliquent par l'offre de main-d'œuvre résultant soit des stimulants qui tiennent à l'inégalité, soit des différences sur le plan des préférences ou du style de vie. Nous examinons ensuite la possibilité que l'écart dans le nombre d'heures de travail entre les deux pays reflète la croissance plus lente de l'économie canadienne et que les mêmes facteurs macroéconomiques qui expliquent les divergences dans les autres indicateurs macroéconomiques comme le taux de chômage, expliquent aussi les divergences des heures. Nous arrivons à la conclusion que la croissance économique plus lente au Canada pendant la plus grande partie des années 1990 (comme le démontre le taux de chômage) semble le mieux expliquer l'élargissement de l'écart entre les heures travaillées aux États-Unis et au Canada, ce qui laisse supposer qu'il faut y chercher une explication du côté de la demande sur le marché du travail.

² On trouvera dans Osberg (1995) un résumé du débat dont fait l'objet depuis longtemps le rôle de l'inégalité dans la croissance économique.

2. Méthodes, sources de données et définitions

La figure 1 montre le nombre d'heures de travail par personne. Il s'agit du nombre total d'heures travaillées au pays par habitant, y compris les personnes qui ne fournissent pas d'heures de travail. Cette mesure reflète l'activité économique globale du pays, normalisée selon la taille de la population (de la même façon que dans le PIB par habitant). Une autre mesure est celle du nombre d'heures par travailleur. Le nombre d'heures par travailleur indique l'offre de main-d'œuvre en heures par an à la condition d'être employé. Ces deux concepts sont reliés par le taux d'emploi annuel, qui exprime la propension des personnes à travailler à un moment donné durant l'année³ :

$$\begin{array}{l} \text{Moyenne des} \\ \text{heures} \\ \text{habituellement} \\ \text{travaillées par} \\ \text{personne en} \\ \text{l'année Y} \end{array} = \begin{array}{l} \text{Moyenne des heures} \\ \text{habituellement} \\ \text{travaillées par travailleur} \\ \text{en l'année Y} \end{array} \times \begin{array}{l} \text{Fraction de la population} \\ \text{ayant travaillé à un moment} \\ \text{donné durant l'année Y} \end{array} \quad (1)$$

Il est utile de faire la distinction entre ces concepts. La variation des heures par personne qui découle de la variation des taux d'emploi, laisse supposer que l'offre de main-d'œuvre plus importante était attribuable à la propension des personnes à participer au marché du travail plutôt qu'à l'augmentation de l'effort de travail par travailleur. Ainsi, les augmentations de l'offre de main-d'œuvre qui sont associées seulement aux changements sur le plan de l'emploi, généralement, ne sont probablement pas attribuables aux effets incitatifs associés à l'inégalité des salaires. Dans ce qui suit, nous examinons les heures de travail par personne et par travailleur, ainsi que la participation au marché du travail.

Nous définissons les heures de travail selon le concept du nombre annuel d'heures habituellement travaillées. Le nombre annuel d'heures est le nombre d'heures de travail par an et il peut changer selon la variation de la durée moyenne de la semaine de travail et du nombre de semaines de travail par an. Par conséquent, le nombre d'heures de travail par an représente une mesure plus complète de l'offre de main-d'œuvre durant l'année que le nombre d'heures de travail par semaine. D'ailleurs, les heures par semaine et les heures par an peuvent accuser des tendances différentes. Par exemple, Rones, Ilg et Gardner (1997) constatent que le nombre moyen d'heures hebdomadaires par travailleur est demeuré stable aux États-Unis durant la période allant de 1976 à 1993, tandis que le nombre annuel d'heures a augmenté en raison d'une baisse de l'emploi saisonnier.

En outre, nous utilisons le concept des heures habituellement travaillées par opposition à celui des heures réellement travaillées. Il n'est pas facile d'établir des estimations annuelles des heures réellement travaillées à partir des données tirées des enquêtes que nous utilisons. L'inconvénient que présente l'utilisation des heures habituellement travaillées tient à ce qu'on ne peut faire la distinction entre les heures de travail et les jours fériés, les vacances et les congés de maladie

³ Le taux d'emploi annuel diffère du concept de la main-d'œuvre standard utilisé au Canada et aux États-Unis qui se rapporte à l'emploi durant une semaine de référence.

payés⁴. Comme nous le montrons ci-dessus, le concept du nombre d'heures habituellement travaillées par an est défini de façon analogue dans l'un et l'autre pays.

Pour les États-Unis, nous utilisons les données tirées du supplément de mars de la *Current Population Survey* (CPS ou CPS-mars⁵) pour les années de référence allant de 1979 à 2000. Dans cette enquête annuelle menée en mars, on pose des questions sur l'expérience de travail durant l'année qui précède la tenue de l'enquête. La population civile non institutionnelle fait partie du champ de l'enquête. On recueille des renseignements sur les heures de travail et le nombre de semaines travaillées durant l'année précédente par tous les membres du ménage âgés de 15 ans ou plus. Les heures habituellement travaillées sont saisies au moyen de la question suivante : « **Durant les semaines où... a travaillé, combien d'heures travaillait-il(elle) habituellement?** » Les heures de travail habituelles sont les heures travaillées (y compris les congés de maladie, les jours fériés et les périodes creuses) 50 % du temps ou plus. Les instructions ne précisent pas comment traiter les heures supplémentaires, mais si le répondant se conforme à la règle des 50 %, les heures supplémentaires seraient incluses s'il a habituellement fait des heures supplémentaires au moins 50 % du temps. En outre, les heures déclarées correspondent à celles travaillées dans tous les emplois⁶. La question fournit une estimation des heures travaillées par semaine, de sorte que pour obtenir une estimation du nombre annuel d'heures de travail, nous utilisons l'estimation de la CPS du nombre de semaines travaillées durant l'année. Ces renseignements sont recueillis au moyen de la question suivante : « **Combien de semaines... a-t-il (elle) travaillé, à temps plein ou à temps partiel, même pendant quelques heures? Veuillez inclure les congés annuels et les congés de maladie payés** ». Les semaines travaillées comprenaient donc tous les congés rémunérés. À partir d'une estimation du nombre typique d'heures par semaine et de semaines travaillées, nous pouvons établir une estimation du nombre d'heures habituellement travaillées par an comme suit :

⁴ Les heures réellement travaillées comprennent les heures supplémentaires occasionnelles mais ne comprennent pas les jours fériés, les vacances payées et congés de maladie. Hall (1999) examine les heures hebdomadaires réellement travaillées au Canada à partir des données récentes tirées de l'EPA. Rowe, Nguyen et Wolfson (2002) examinent les heures hebdomadaires réellement travaillées pour déterminer s'il y a des indications d'horaires encore plus surchargés ou de manque de temps discrétionnaire. Après avoir tenu compte du changement de la composition de la main-d'œuvre et procédé à des rajustements pour réduire l'attraction des nombres ronds dans le cas des données sur les heures, ils constatent qu'il y a très peu d'indications d'horaires de plus en plus surchargés. Bell et Freeman (2001) montrent que jusqu'à la moitié de la différence transversale dans les heures réellement travaillées par les Allemands tient au plus grand nombre d'heures consacrées par eux aux vacances et aux congés. Ce qui importe pour notre travail sur les tendances en matière d'heures, c'est de relever toute variation relative du nombre d'heures consacrées aux vacances ou aux congés aux États-Unis et au Canada. Nous n'avons pas relevé d'indications attestant de pareilles variations.

⁵ Normalement, nous utilisons l'abréviation CPS pour le supplément de mars de cette enquête mais, dans certains cas, lorsque nous avons besoin de faire la distinction entre le supplément de mars et la version de l'enquête menée auprès des groupes de renouvellement sortants, nous appelons l'enquête supplémentaire de mars "CPS-mars").

⁶ Contrairement à la version mensuelle de la CPS menée auprès de groupes de renouvellement sortants qui, jusqu'en 1994, ne recueillait des données que sur l'emploi principal.

$$\text{Moyenne des heures habituellement travaillées par personne en l'année Y} = \frac{\sum_i \left(\begin{array}{l} \text{Heures} \\ \text{travaillées durant} \\ \text{une semaine} \\ \text{typique au cours} \\ \text{de l'année Y}_i \end{array} \times \begin{array}{l} \text{Semaines} \\ \text{travaillées en} \\ \text{l'année Y}_i \end{array} \right)}{\text{Nombre de personnes en l'année Y}} \quad (2)$$

Au Canada, nous utilisons les données tirées de trois enquêtes pour estimer le nombre annuel d'heures habituellement travaillées pour la période allant de 1979 à 2000. Nous employons les renseignements sur le nombre hebdomadaire d'heures habituellement travaillées tirés de l'Enquête sur la population active (EPA) de 1979 à 1997, les renseignements sur les semaines travaillées tirés de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de 1979 à 1997 et les renseignements sur les heures et les semaines travaillées tirés de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1993 à 2000. Les populations visées par ces enquêtes diffèrent que sensiblement les unes des autres et de celle de la CPS.

L'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) est une enquête annuelle qui, jusqu'au moment où elle a été remplacée par l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), était la principale source de renseignements sur les tendances des gains et des revenus annuels au Canada. Le plan de l'enquête était assez semblable à celui de la CPS-mars et l'univers était virtuellement identique dans les deux cas. En outre, les deux enquêtes constituent des suppléments aux enquêtes mensuelles régulières sur la population active menées dans les pays respectifs. L'EFC a été menée en avril et comprenait des questions sur le revenu et l'expérience de travail durant l'année civile précédente. On a posé aux répondants la question suivante : « **Durant 19XX, combien de semaines avez-vous/a-t-il(elle) travaillé à un emploi ou à une entreprise?** » (XX se rapporte à l'année de référence). Le nombre total de semaines devait inclure les semaines travaillées à temps plein et à temps partiel, les semaines d'absence rémunérées, les semaines d'absence du travail pour raison de congé annuel, de grève, de lock-out, de maladie ou de congé de maternité et les semaines passées comme travailleur autonome.

Malheureusement, dans l'EFC, on n'a pas posé aux répondants de questions sur les heures de travail habituelles durant l'année. Toutefois, comme l'EFC est menée comme un supplément à l'Enquête sur la population active (EPA) mensuelle, nous pouvons extraire les heures hebdomadaires habituellement travaillées pour la semaine de référence des données de cette enquête pour chaque répondant à l'EFC. Dans l'EPA, on a recueilli des données sur les heures habituellement travaillées au moyen de la question suivante : « **Combien d'heures travaille-t-il/elle habituellement à son a) emploi principal? b) d'autres emplois?** » Comme pour les États-Unis, le nombre d'heures de travail était défini comme le nombre d'heures habituellement travaillées au cours d'une semaine typique incluant les congés payés, les congés de maladie et de maternité et les heures supplémentaires payées, qu'ils aient été effectivement payés ou non.

Contrairement aux heures habituellement travaillées tirées de la CPS-mars, l'estimation des heures à partir des données de l'EPA se rapporte aux emplois détenus au cours de la seule semaine de référence et non à tous les emplois détenus au cours de l'année. Pour estimer le nombre annuel d'heures de travail à partir de ces deux éléments de données, il faut supposer que

les heures hebdomadaires habituellement travaillées dans les emplois détenus en avril représentent une bonne estimation des heures hebdomadaires habituellement travaillées au cours d'une semaine typique l'année précédente. Nous émettons cette hypothèse et nous estimons les heures annuelles comme suit :

$$\begin{array}{l} \text{Moyenne des} \\ \text{heures} \\ \text{habituellement} \\ \text{travaillées par} \\ \text{personne en} \\ \text{l'année Y} \end{array} = \frac{\sum_i \left(\begin{array}{l} \text{Heures travaillées durant} \\ \text{la semaine de référence} \\ \text{en avril Y+1}_i \end{array} \times \begin{array}{l} \text{Semaines} \\ \text{travaillées en} \\ \text{l'année Y}_i \end{array} \right)}{\text{Nombre de personnes en l'année Y}} \quad (3)$$

L'annexe contient une description de plusieurs tests que nous avons utilisés pour valider les résultats de nos méthodes d'estimation fondées sur les données tirées de l'EFC et de l'EPA pour le Canada pour la période allant de 1979 à 1997⁷.

Pour la période comprise entre 1993 et 2000, nous utilisons les données tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), enquête longitudinale menée au Canada durant cette période, pour estimer le nombre annuel d'heures habituellement travaillées. Les semaines

⁷ Comme les estimations des heures et des semaines travaillées n'étaient pas contemporaines, une fraction de l'échantillon a déclaré un nombre positif de semaines travaillées en l'année de référence t, mais un nombre nul d'heures travaillées en la semaine de référence d'avril année t+1. Un examen des données révèle quatre catégories d'observations:

- (A) personnes ayant un nombre de semaines strictement positif et un nombre d'heures strictement positif (correspondant à 63,4 % de la population en moyenne);
- (B) personnes ayant 0 semaine et un nombre d'heures habituellement travaillées strictement positif (1,1 % de la population);
- (C) personnes ayant 0 semaine et 0 heure (22,0 % de la population);
- (D) personnes ayant un nombre de semaines strictement positif et 0 heure (13,5 % de la population).

L'estimation des heures de travail des personnes dans la catégorie (A) est simple. Nous avons considéré les personnes dans les catégories (B) et (C) comme n'étant pas employées parce qu'elles ne travaillaient pas durant l'année de référence (0 semaine). Restaient seulement les personnes dans la catégorie (D) pour lesquelles nous n'avions pas de renseignements sur les heures (puisque ces personnes ne travaillaient pas durant la semaine de référence) mais qui avaient travaillé durant l'année de référence. Nous avons imputé un nombre d'heures hebdomadaires à ces personnes au moyen d'un modèle de régression fondé sur les caractéristiques des personnes pour lesquelles nous avons des renseignements sur les heures travaillées, c'est-à-dire les personnes dans les catégories (A) et (B):

$$H_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \beta_4 r_{1i} + \beta_5 r_{2i} + \beta_6 r_{3i} + \beta_7 r_{4i} + \beta_8 s_i + \beta_9 m_i + \beta_{10} ms_i + \beta_{11} e_{1i} + \beta_{12} e_{2i} + \beta_{13} e_{3i} + \mu_i$$

où,

- H_i est le nombre d'heures travaillées par les personnes dans les catégories (A) et (B);
- x représente l'âge des personnes dans cette catégorie;
- r sont les variables binaires liées au lieu de résidence;
- s est une variable binaire liée au sexe;
- m est une variable binaire liée à l'état matrimonial;
- ms est une variable binaire indiquant si la personne est une femme mariée;
- e est une variable binaire liée au niveau de scolarité.

L'imputation de ces observations a eu une incidence sensible sur nos résultats.

habituellement travaillées et les heures hebdomadaires habituellement travaillées, ressemblent sur le plan conceptuel à celles utilisées dans l'EPA et de l'EFC durant la période antérieure et, leur nombre est facile à déterminer d'après les microdonnées. Dans l'EDTR, le nombre de semaines travaillées correspond au nombre de semaines durant lesquelles la personne était employée (y compris le travail autonome et le travail familial non rémunéré) ou était absente du travail en raison d'une maladie ou d'une invalidité, de responsabilités personnelles ou familiales, d'un congé ou d'un conflit de travail. L'EDTR permet de recueillir des renseignements sur un maximum de six périodes d'emploi au cours de l'année et la valeur des semaines travaillées est calculée en fonction des dates de début et de fin des périodes d'emploi déclarées dans cette enquête.

Dans le cadre de l'EDTR, on recueille des renseignements sur les heures habituellement travaillées en posant les questions suivantes aux travailleurs rémunérés : « **Pour combien d'heures par semaine étiez-vous habituellement payé(e)?** »; et aux travailleurs autonomes et aux travailleurs familiaux non rémunérés : « **Combien d'heures travailliez-vous habituellement?** » Les questions portent donc tout particulièrement sur les heures rémunérées dans le cas du travailleur rémunéré et sur toutes les heures dans le cas du travailleur autonome. Comme l'EPA recueillait des renseignements sur les heures habituellement travaillées rémunérées et non rémunérées, il s'agit de l'une des sources de divergences sur le plan conceptuel entre les deux séries. Il convient de noter que le même concept s'applique dans le cas des travailleurs autonomes qui, à la fin des années 90, représentaient environ 16 % de la main-d'œuvre employée. Dans la pratique, Bartman et Garneau (1998) ont conclu que les estimations des heures de l'EDTR sont statistiquement identiques à celles de l'EPA. En utilisant les données sur les semaines travaillées et les heures hebdomadaires habituellement travaillées de l'EDTR, nous pouvons établir des estimations cohérentes sur le plan conceptuel du nombre annuel d'heures habituellement travaillées par an.

La figure 2 montre le nombre annuel moyen d'heures habituellement travaillées d'après les données de l'EPA/EFC (les données sur les heures étant tirées de l'EPA menée en avril), de l'EDTR et des enquêtes de la CPS. En comparant les données de l'EPA/EFC et de l'EDTR, nous constatons des différences de niveau. Le plan de l'EDTR diffère des plans de l'EPA/EFC et de la CPS-mars. La collecte de renseignements sur les nombreuses périodes d'emploi dans l'EDTR peut avoir tendance à réduire les biais de remémoration rétrospectifs. D'ailleurs, les estimations de l'EDTR du nombre de semaines travaillées durant l'année ont tendance à être supérieures à celles de l'EFC. Nous examinons ces données et constatons que, la plupart des années, environ 75 % de l'écart entre les séries EPA/EFC et l'EDTR s'explique par des estimations plus élevées du nombre de semaines travaillées dans l'EDTR. Il convient de noter cependant que, pour les années pour lesquelles nous disposons de données tirées des deux enquêtes (de 1993 à 1997), l'une et l'autre ont tendance à afficher des variations d'une année à l'autre fort similaires.

Les différences au Canada entre les enquêtes menées la même année soulignent le rôle important des différences en ce qui concerne le plan d'enquête et la méthodologie lorsqu'il s'agit de produire des estimations des heures de travail. Malgré la similarité de l'EFC et de la CPS, il se peut que les différences de niveau observées entre ces deux enquêtes tiennent en partie à des différences dans les instruments d'enquête. Il faut faire preuve de circonscription en procédant à des comparaisons de niveaux. Toutefois, comme les méthodes d'enquête sont demeurées stables au fil du temps dans l'un et l'autre pays, les estimations relatives de la croissance des heures de

travail devraient être sans biais. Par conséquent, dans le présent document, nous concentrons notre attention sur les différences dans l'évolution des heures de travail au fil du temps plutôt que sur les différences entre les niveaux à un moment donné.

S'il est instructif d'examiner séparément les résultats de l'EPA/EFC et ceux de l'EDTR pour le Canada, il est aussi utile de nombreux égards d'examiner une seule série chronologique ininterrompue. Pour établir une série chronologique ininterrompue pour le Canada, nous calculons les estimations de la manière suivante.

- De 1979 à 1995, nous utilisons les estimations de l'EFC/EPA
- De 1996 à 2000, nous estimons les heures en utilisant les variations d'une année à l'autre établies à partir de l'EDTR⁸ :

$$\text{Estimation}_y = \text{Estimation}_{y-1} \times \text{Taux de croissance établi à partir de l'EDTR de l'année } y-1 \text{ à l'année } y \quad (4)$$

Cette méthode suppose que les taux de croissance établis à partir des données de l'EDTR se rapprochent de l'évolution des heures annuelles postérieure à 1995 et déterminée à partir des données de l'EPA/EFC. La figure 2 montre aussi l'évolution du nombre annuel d'heures habituellement travaillées par personne d'après les données de cette série combinée EPA/EFC/EDTR. On constate d'importants mouvements procycliques. Par conséquent, nous examinons les tendances échelonnées sur dix ans en comparant les années près des sommets cycliques. Entre 1979 et 1989, les heures travaillées ont augmenté de 7,5 % au Canada tandis qu'entre 1989 et 2000, elles ont diminué de 1,6 %. Aux États-Unis, elles ont augmenté de 7,9 % dans les années 80 et d'un autre 5,4 % dans les années 90. Pour l'ensemble de la période, la moyenne des heures habituellement travaillées a augmenté de 5,8 % au Canada comparativement à 13,8 % aux États-Unis⁹.

⁸ Nous utilisons les données tirées de l'EDTR à compter de 1996, année de l'adjonction d'une deuxième cohorte à cette enquête longitudinale. L'échantillon est alors passé de 25 000 à 50 000 observations par an. En outre, en 1997, un nouveau questionnaire a été utilisé pour l'EPA dans lequel la définition des heures habituelles avait été légèrement modifiée. Dorénavant, les heures habituelles travaillées par les employés étaient leurs heures normales rémunérées ou prévues par contrat *sans compter les heures supplémentaires* (on se rappellera que les heures supplémentaires non habituelles étaient également exclues de la définition des heures habituelles avant 1997). Par conséquent, les heures habituelles continuent de comprendre les congés annuels, les congés de maladie et les congés de maternité payés mais ne comprennent plus les heures supplémentaires « habituelles ». Cette modification a eu un effet sur les estimations de l'EPA/EFC à compter de l'estimation des heures annuelles en 1996, mais nous avons examiné les données sans trouver d'indication d'une variation de la répartition des heures de travail. Dans l'EDTR, les heures travaillées par les travailleurs rémunérés sont celles pour lesquelles une rémunération est habituellement touchée, mais on ne fait pas de distinction particulière entre les heures « prévues par contrat » et les heures supplémentaires « habituelles ». Par conséquent, les heures supplémentaires rémunérées sont incluses dans cette définition mais on ne peut pas entièrement éliminer la possibilité que certains répondants incluent les heures supplémentaires « habituelles » non rémunérées. En outre, la définition dans l'EDTR des heures de travail habituelles des travailleurs autonomes et des travailleurs familiaux non rémunérés est comparable à la définition d'avant 1997 des heures habituelles dans l'EPA. Par conséquent, nous préférons utiliser comme série chronologique ininterrompue les estimations des heures de travail de l'EDTR de 1996 et de 1997.

⁹ On s'est beaucoup intéressé dernièrement, à la mesure du niveau d'heures de travail aux fins de l'estimation de la productivité. D'ailleurs, les estimations du temps de travail sont un élément essentiel des estimations de la productivité lorsqu'elles sont exprimées sur une base horaire au lieu de l'estimation conventionnelle par personne

3. Variation des heures par personne selon l'âge et le sexe

Dans la présente section, nous donnons un aperçu descriptif des heures travaillées par divers sous-groupes démographiques. Il importe de subdiviser les résultats selon l'âge pour au moins deux raisons. En premier lieu, trois tendances se dégagent et ont une incidence sur le nombre d'heures travaillées, soit : la fréquentation scolaire à la hausse chez les jeunes travailleurs, la retraite anticipée prise par les travailleurs plus âgés et l'augmentation générale de la participation des femmes au marché du travail. Ainsi, il est utile d'examiner ces groupes séparément des travailleurs de sexe masculin d'âge intermédiaire. En deuxième lieu, nous souhaitons examiner comment ces tendances cadrent avec différentes explications des variations sur le plan international dans les heures de travail. Si ces différences sur le plan international étaient attribuables à un phénomène général comme l'inégalité, nous nous attendrions à trouver des tendances divergentes dans le cas de tous les groupes. Par contre, si les tendances étaient attribuables à des différences telles que l'emploi de femmes ou d'hommes plus âgés, alors une analyse descriptive détaillée devrait le révéler. Dans la présente section, nous examinons l'évolution des heures par personne et nous procédons à une décomposition détaillée de l'incidence des heures de travail par travailleur et des taux annuels de chômage sur l'offre de main-d'œuvre globale à la section suivante.

La figure 3 montre les estimations annuelles du nombre d'heures pour les hommes et les femmes de 16 à 24 ans. Dans le cas des hommes canadiens, le nombre d'heures par personne a diminué d'abord durant la récession qui a marqué les années 80, est remonté un peu ensuite, puis a baissé de nouveau durant la récession des années 90 et n'a pas affiché de forte tendance à la hausse durant la période d'expansion qui a suivi au cours des années 90. Les estimations des heures à partir de l'EDTR étaient habituellement de 50 à 100 heures par an supérieures à celles établies à partir de l'EFC. Comme nous l'avons déjà mentionné, les estimations du nombre d'heures travaillées par an établies à partir de l'EDTR sont généralement supérieures à celles établies à partir de l'EFC. Toutefois, ni la série EFC ni la série EDTR ne montre une remontée importante au Canada durant les années 90. Pour les jeunes femmes canadiennes, le nombre d'heures par personne n'a pas baissé durant le cycle économique des années 80 mais il a diminué durant le cycle des années 90. En revanche, dans le cas des jeunes hommes et femmes aux États-Unis, le nombre d'heures par personne est demeuré relativement stable durant les années 90. Dans le cas des jeunes travailleurs américains, le nombre d'heures par personne a peu évolué durant les années 80 et, comparativement à leurs homologues canadiens, il a enregistré une baisse plus faible dans le cas des jeunes hommes et n'en a enregistré aucune dans le cas des jeunes femmes.

Examinant les séries combinées EPA/EFC/EDTR, nous constatons que la main-d'œuvre fournie par les jeunes hommes canadiens a diminué de 16 % au cours des années 90, accusant une chute de 22,1 % entre 1979 et 2000. La main-d'œuvre fournie par les hommes américains a également

employée. La façon dont les heures par travailleur sont mesurées aux fins de l'estimation de la productivité et la façon dont nous les mesurons ici présentent des différences intéressantes. Il est normal, aux fins d'estimation de la productivité, de diviser le nombre total d'heures dans une année par le nombre de personnes employées durant un mois courant. Dans le présent document, nous divisons le nombre de personnes employées à n'importe quel moment donné de l'année. Van Ark (1998) montre la différence entre les deux types d'estimation pour les États-Unis. Il montre que le nombre moyen d'heures par personne travaillant à tout moment dans l'année affiche une tendance à la hausse plus rapide que le nombre d'heures par personne employée durant un mois courant. La différence s'explique telle que mentionnée ci-dessus, par la baisse de l'emploi saisonnier aux États-Unis.

diminué durant cette période, mais beaucoup moins que dans le cas des Canadiens, accusant une baisse de 13,8 % durant la période de 1979 à 2000. Dans le cas des femmes canadiennes de 16 à 24 ans, le nombre d'heures par travailleur a diminué de 12,4 % durant cette même période et remonté un peu vers la fin des années 90, tandis que le nombre d'heures de travail des femmes américaines de 16 à 24 ans a augmenté de 3,7 %.

Les tendances quant aux inscriptions scolaires ont une incidence sur les tendances relatives observées chez les jeunes personnes. Le pourcentage de la population de 16 à 24 ans inscrite à l'école à temps plein au Canada est passé de 32,5 % en 1979 à 44 % en 1989, puis à 51,4 % en 2000. Aux États-Unis, les pourcentages correspondants étaient de 38,9 %, 43,6 % et 48,4 %, respectivement¹⁰. Par conséquent, les jeunes Canadiens ont affiché des taux d'inscription plus faibles en 1979, puis ils ont rattrapé les Américains dans les années 80 et se sont maintenus au même niveau que leurs homologues américains durant les années 90. Si seules les variations des inscriptions scolaires avaient une incidence sur les tendances relatives de l'offre de main-d'œuvre, nous nous attendrions à constater des tendances plus positives chez les Américains dans les années 80 et, à peu près égales dans les deux pays dans les années 90. Toutefois, les divergences entre les heures par personne étaient particulièrement marquées durant les années 90, ce qui montre que les tendances étaient attribuables à autre chose qu'aux taux d'inscription relatifs. Des données sur les inscriptions sont disponibles pour toutes les années au Canada et pour les années postérieures à 1984 aux États-Unis. La figure 4 montre la variation du nombre d'heures par personne après exclusion des étudiants à temps plein et à temps partiel dans les deux pays. Au Canada, les heures fournies par les jeunes hommes ont diminué de 7,2 % durant les années 80 et de 16 % durant les années 90. Cependant, lorsque nous éliminons les étudiants de ce calcul, nous constatons que l'offre de main-d'œuvre a baissé de 1 % durant les années 80 et de 15 % durant les années 90. Les heures fournies par les jeunes femmes ont diminué de 11,4 % de 1979 à 2000, mais, après exclusion des étudiants, elles ont affiché une hausse de 4,5 %. Dans le cas des États-Unis, nous ne disposons que de données postérieures à 1984; cependant, d'après les données disponibles, il semble que les heures fournies par les jeunes Américains augmentent davantage après élimination des étudiants (particulièrement dans le cas des femmes). D'après la figure 4, il semble bien que, dans l'ensemble, les tendances divergentes durant les années 90, et particulièrement la baisse des heures dans le cas des jeunes hommes, demeurent un facteur important.

La figure 5 montre les tendances en ce qui concerne les heures travaillées, pour les hommes et les femmes d'âge intermédiaire (de 25 à 54 ans). Chez les hommes, les heures par personne ont accusé une divergence d'abord dans les années 80, en raison d'une baisse des heures au Canada, et cette divergence s'est accentuée durant les années 90. Dans l'une et l'autre décennie, l'écart dans le nombre d'heures s'est creusé surtout durant les années de récession, les heures au Canada ne revenant pas complètement ensuite à leurs niveaux d'avant la récession. Comme dans le cas des travailleurs plus jeunes, les estimations des heures par travailleur à partir de l'EDTR sont légèrement supérieures (d'environ 50 heures) à celles établies à partir des données de l'EFC mais, comme les données de l'EFC, celles de l'EDTR n'indiquent pas d'augmentation importante des heures durant la reprise qui a eu lieu dans les années 90. En revanche, les heures

¹⁰ Les taux aux États-Unis ont été calculés à partir des rapports sur les inscriptions scolaires fournis par l'*U.S. Bureau of the Census* qui fait rapport des résultats de la CPS menée en octobre. Pour garantir la comparabilité des estimations des deux pays, les taux d'inscription au Canada sont fondés sur les échantillons de l'EPA menée en octobre.

des travailleurs américains ont rebondi rapidement après la récession, atteignant à la fin de la décennie leurs niveaux les plus élevés durant la période. Dans l'ensemble, un écart sur le plan de l'offre de main-d'œuvre s'est établi clairement après 1983 et s'est élargi durant les années 90 au fur et à mesure que le nombre d'heures des hommes américains a augmenté tandis que celui des hommes canadiens a diminué. Pour les hommes canadiens d'âge intermédiaire, le nombre d'heures par personne a baissé de 2,4 % de 1979 à 1989 et de 4,2 % de 1989 à 2000, ce qui représente une baisse totale de 6,5 %. Pour les hommes d'âge intermédiaire aux États-Unis, le nombre d'heures a baissé de 0,6 % durant la période de 1979 à 2000.

Le tableau était fort différent pour les femmes d'âge intermédiaire. Dans leur cas, au Canada comme aux États-Unis, le nombre d'heures de travail par personne a accusé une assez forte tendance à la hausse durant la période étudiée. Dans l'ensemble, le nombre d'heures a augmenté de 33,7 % pour les femmes américaines de 25 à 54 ans et de 39,7 % pour les femmes canadiennes dans le même groupe d'âge.

La figure 6 montre l'évolution de l'offre de main-d'œuvre chez les hommes et les femmes de 55 à 69 ans. Le nombre d'heures travaillées par homme de 55 à 69 ans a diminué dans les deux pays, mais beaucoup plus rapidement au Canada qu'aux États-Unis. Dans l'ensemble, l'offre de main-d'œuvre par homme de 55 à 69 ans a baissé de 4,4 % aux États-Unis et de 23,8 % au Canada. Dans le cas des femmes canadiennes de 55 à 69 ans, le nombre d'heures par personne n'a accusé aucune tendance significative dans les années 80 et a légèrement augmenté vers la fin des années 90. Dans le cas de leurs homologues aux États-Unis, le nombre d'heures a augmenté durant la deuxième moitié des années 80 et a continué de croître progressivement dans les années 90. En bout de ligne, dans le cas des femmes, l'augmentation des heures par personne s'est échelonnée de 1979 à 2000, s'établissant à 35,6 % aux États-Unis et à 21,4 % au Canada. Dans l'un et l'autre cas, les augmentations se sont produites surtout durant les années 90.

4. Décomposition des tendances relatives en travail

Les différences entre les deux pays quant aux tendances touchant les heures de travail sont attribuables aux variations à l'intérieur des groupes, comme celles décrites ci-dessus; pondérées par les parts de la population respectives comprises dans ces groupes. Dans les tableaux 1 et 2, nous décomposons la variation totale des heures par travailleur, des taux d'emploi et des heures par personne en composantes résultant des variations à l'intérieur des groupes et de la variation de la taille du groupe dans chaque pays. Cela nous permet de cerner l'importance des variations à l'intérieur des groupes pour bien comprendre la tendance agrégée, de manière à mieux orienter notre recherche d'explications. Étant donné les variations différentes survenues dans les années 80 et dans les années 90, nous examinons ces décennies séparément. Les tableaux montrent les variations survenues de 1979 à 1989 et de 1989 à 2000, soit au cours de trois années près des sommets du cycle économique¹¹.

¹¹ Lorsqu'on définit la part de la population de 16 à 64 ans comprise dans le groupe i comme γ_i et les heures par personne dans le groupe i comme H_i , la part de la variation totale des heures par personne entre 1979 et 1989 aux États-Unis qui est associée à la variation des heures du groupe i est $\frac{\gamma_{i89}^{US} (H_{i89}^{US} - H_{i79}^{US})}{H_{79}^{US}}$ et la part résultant de la

Les années 80

Le tableau 1 montre la variation de l'offre de main-d'œuvre durant les années 80. Chaque cellule du tableau montre l'augmentation en point de pourcentage de l'offre de main-d'œuvre totale qui se serait produite si aucun autre facteur n'avait changé. Par exemple, la cellule au coin supérieur gauche montre que, si rien n'avait changé sauf les taux d'emploi pour les hommes de 16 à 24 ans, alors l'offre de main-d'œuvre aux États-Unis aurait diminué de 0,4 %. De l'augmentation totale de 7,9 % de l'offre de main-d'œuvre aux États-Unis sur la décennie, 3,5 points de pourcentage étaient attribuables à la variation des parts démographiques. Cela reflète le vieillissement de la population et un déplacement de la population du groupe d'âge des 16 à 24 ans à celui des 25 à 54 ans. Les autres 4,5 points de pourcentage de l'augmentation de l'offre de main-d'œuvre aux États-Unis étaient associés aux variations survenues à l'intérieur des groupes. D'ailleurs, le tableau 1 montre clairement que cette augmentation touchait surtout les femmes d'âge intermédiaire. Une hausse 6,5 % du nombre d'heures par personne était attribuable aux femmes d'âge intermédiaire; environ la moitié était associée aux augmentations du nombre d'heures par travailleur (3,1 %) et l'autre moitié, à l'augmentation de l'emploi (3,7 %). Les autres variations sont mineures par comparaison, soit une diminution d'un point de pourcentage de la main-d'œuvre attribuable à une baisse de l'offre de main-d'œuvre chez les hommes plus âgés, et elles sont associées principalement à une diminution de 0,6 points de pourcentage attribuable à une baisse de l'emploi.

Au Canada, 2,7 points de pourcentage de l'augmentation de 7,5 % des heures par personne, étaient associés à la variation de la part de la population et au vieillissement de la population passant au groupe des personnes d'âge intermédiaire. Les autres 4,8 points de pourcentage étaient associés aux variations à l'intérieur des groupes. Comme aux États-Unis, la plus grande partie de ce phénomène était attribuable à la variation des heures fournies par les femmes d'âge intermédiaire, variation associée à une augmentation de 8,2 points de pourcentage de l'offre de main-d'œuvre. Cette augmentation a été dérivée à partir d'une augmentation de 6,2 points de pourcentage résultant d'une hausse de l'emploi et d'une augmentation de 2,5 points de pourcentage associée à un plus grand nombre d'heures par travailleur. Les variations survenues dans les autres groupes ont servi à modérer l'effet positif de la plus forte offre de main-d'œuvre chez les femmes d'âge intermédiaire. Les variations chez les jeunes Canadiens sur les plans de l'emploi (hausse de 1,4 point de pourcentage) et des heures par travailleur (baisse de 1,3 point de pourcentage) se sont contrebalancées, mais la baisse de l'emploi chez les hommes de 55 à 69 ans a eu pour effet de réduire l'offre de main-d'œuvre par habitant de 1,2 point de pourcentage et on observe également de petites diminutions de l'offre de main-d'œuvre chez les hommes d'âge intermédiaire.

La partie inférieure du tableau 1 montre les différences entre les taux de croissance aux États-Unis et au Canada, ce qui nous permet de concentrer notre attention sur les tendances qui diffèrent sensiblement entre les deux pays. Dans l'ensemble, l'écart sur le plan des heures par

variation des parts du groupe i est $\frac{H_{i79}^{US}(\gamma_{i89}^{US} - \gamma_{i79}^{US})}{H_{79}^{US}}$. L'emploi est décomposé de la même façon et dans la

décomposition des heures par travailleur γ_i représente la part des travailleurs. Les données pour le Canada sont décomposées de façon analogue.

personne a augmenté de 0,4 %, les États-Unis prenant de l'avance principalement à cause du déplacement plus rapide de la population passant à la catégorie des personnes d'âge intermédiaire. En maintenant constante la composition, la hausse du nombre d'heures par personne aurait été de 0,4 point de pourcentage plus élevée au Canada. En outre, nous observons plusieurs variations à l'intérieur des groupes, mais elles s'annulent les unes les autres dans une large mesure de sorte qu'en définitive nous constatons peu de variation nette de l'écart sur le plan des heures durant les années 80. Les principales variations à l'intérieur des groupes durant cette période étaient : 1) une augmentation relative de l'emploi chez les femmes canadiennes d'âge intermédiaire¹²; 2) deux tendances qui s'annulent : une hausse de l'emploi et une diminution des heures chez les jeunes Canadiens¹³ et 3) une baisse légèrement plus lente de l'offre de main-d'œuvre chez les hommes plus âgés aux États-Unis. Dans l'ensemble, le nombre d'heures par travailleur a augmenté aux États-Unis par rapport au Canada, où les taux d'emploi ont augmenté par rapport à ceux aux États-Unis, s'annulant de la sorte.

Les années 90

Le tableau 2 comprend une décomposition de la variation des heures travaillées entre 1989 et 2000. Dans les années 90, l'offre de main-d'œuvre par personne a augmenté de 5,4 % aux États-Unis, 4,6 points de pourcentage de cette augmentation étant associés à des augmentations de l'offre de main-d'œuvre à l'intérieur des groupes. Presque toute cette augmentation (4,4 points de pourcentage) était associée à un plus grand nombre d'heures par travailleur. Ce nombre a augmenté pour les hommes et les femmes dans tous les groupes d'âge mais particulièrement pour les travailleurs d'âge intermédiaire qui représentaient 3,2 points de pourcentage de l'augmentation. L'absence de variation nette de l'emploi masque deux tendances qui s'annulent, soit : l'augmentation de l'emploi chez les femmes et la diminution de l'emploi chez les hommes aux États-Unis durant cette période.

Au Canada, le nombre d'heures par personne a diminué de 1,5 % durant la décennie, mais cette baisse aurait été encore plus accentuée si elle n'avait été compensée par une hausse de 0,8 point de pourcentage associée au vieillissement de la population dont, une fraction plus importante est passée dans la catégorie des personnes d'âge intermédiaire. En l'absence de ce facteur, l'offre de main-d'œuvre au Canada aurait diminué de 2,3 %, principalement par suite d'une baisse de l'emploi chez les hommes dans tous les groupes d'âge. Toutes choses étant égales par ailleurs, la baisse de l'emploi chez les hommes se serait traduite par une baisse de 2,8 % du nombre d'heures par personne.

¹² Les tendances relatives chez les femmes d'âge intermédiaire peuvent être associées à des variations du taux d'emploi, selon la définition classique adoptée aux fins des enquêtes sur la population active dans les deux pays. Selon ces données, en 1979, les taux d'emploi mensuels des femmes d'âge intermédiaire étaient de 59 % aux États-Unis et de 53,6 % au Canada. En 1989, ils étaient de 70,4 % et de 68,8 %, respectivement. Ainsi, les taux d'emploi des femmes d'âge intermédiaire au Canada ont rattrapé ceux de leurs homologues américaines au cours de la décennie. Les taux d'emploi mensuels ont évolué à peu près au même rythme dans l'un et l'autre pays durant les années 90.

¹³ Comme nous l'avons signalé plus haut, les différences entre les taux de croissance des inscriptions scolaires jouent probablement un rôle important sur le plan de l'offre de main-d'œuvre relative durant les années 80. Malheureusement, des données sur le statut d'étudiant ne sont pas disponibles dans la CPS-mars pour les années antérieures à 1985.

Les différences dans la partie inférieure du tableau, résumant clairement les tendances relatives durant les années 90. Net de la variation des parts de la population qui ont suivi une même évolution dans l'un et l'autre pays, l'écart sur le plan des heures par personne a augmenté de 6,9 % durant les années 90, 4,9 points de pourcentage sur 7 étant associés à des augmentations des heures par travailleur aux États-Unis et 2,0 points de pourcentage sur 7, à la baisse de l'emploi au Canada.

5. Incidence de l'inégalité des salaires sur les heures travaillées

Tâchons maintenant de comprendre les facteurs éventuels qui sous-tendent l'évolution de l'écart sur le plan des heures décrit ci-dessus dans le détail. Nous examinerons tout d'abord les hypothèses récentes de Bell et Freeman (1996, 2000, 2001), et la critique de ces hypothèses d'Osberg (2001) qui tentent d'expliquer l'écart transversal sur le plan des heures entre les États-Unis et l'Allemagne. Nous exposerons les arguments de ces auteurs et nous déterminerons dans quelle mesure les faits stylisés que nous avons élaborés concordent avec ces arguments. Nous examinerons ensuite la troisième possibilité, soit que l'écart sur le plan des heures est attribuable, du moins en partie, à d'autres facteurs particuliers au Canada.

Dans une récente série d'articles, Bell et Freeman (1996, 2000, 2001) émettent l'hypothèse selon laquelle les travailleurs dans un pays où l'inégalité des salaires est plus prononcée, sont davantage motivés à travailler de plus longues heures. Les travailleurs sont « tournés vers l'avenir » en ce sens que la répartition actuelle des salaires les motive à travailler plus fort pour obtenir des augmentations et de l'avancement dans le futur. Plus la répartition des salaires est inégale, plus la récompense éventuelle est grande, ce qui a un effet de motivation plus fort. Tandis que Bell et Freeman examinent ce modèle par « niveaux », Osberg (2001) soutient qu'on devrait également s'attendre aux « variations » (les augmentations de l'inégalité des salaires devraient aussi dicter les augmentations du nombre d'heures) et, en outre, que le modèle de Bell et Freeman laisse supposer que les effets de l'inégalité devraient constituer un phénomène généralisé. Pour que cet argument soit vraiment convaincant, il faudrait constater des augmentations des heures dans tous les groupes et, probablement, surtout dans la tranche supérieure de la répartition des heures où les gains du travail supplémentaire sont les plus élevés.

Le tableau 3 montre les variations de l'emploi et du nombre moyen d'heures de travail par personne, les heures par personne étant ventilées par quintile de la répartition des heures. Nous examinons ici tout particulièrement, la situation des hommes d'âge intermédiaire puisque cela nous permet de faire abstraction d'autres tendances comme le niveau de scolarité et la participation à la population active de la mère, la propension accrue des jeunes personnes à poursuivre leurs études et les tendances quant au comportement de retraite des hommes. En outre, si les différences dans les heures travaillées étaient attribuables à l'inégalité des salaires, cela se manifesterait probablement le plus chez les hommes d'âge intermédiaire. Les données à la première ligne montrent une baisse de l'emploi de 1,2 % chez les travailleurs américains de sexe masculin d'âge intermédiaire et une baisse de 0,1 % des heures moyennes par travailleur dans les années 80. Dans le quintile inférieur de la répartition des heures par travailleur, les heures ont changé de telle façon que, si aucun autre changement n'avait eu lieu, la moyenne des heures aurait diminué de 0,1 %. Les heures dans le deuxième quintile ont changé de telle façon que le nombre d'heures a augmenté de 0,5 % et les heures dans la tranche supérieure de la répartition ont diminué de telle façon que, toutes autres choses étant égales par ailleurs, le nombre d'heures

aurait baissé en moyenne de 0,6 %. Ainsi, dans les années 80, les hommes américains dans la tranche inférieure; de la répartition ont travaillé un plus grand nombre d'heures. Nous constatons aussi une diminution de l'emploi chez les hommes canadiens d'âge intermédiaire ainsi qu'une baisse de leur nombre d'heures dans la tranche supérieure de la répartition et une hausse dans la tranche inférieure, ce qui laisse supposer une plus forte concentration des heures dans la tranche inférieure de la répartition, comme dans le cas des hommes américains d'âge intermédiaire. Les différences indiquées à la ligne des différences montrent les tendances relatives. Comparativement à leurs homologues aux États-Unis, les hommes d'âge intermédiaire au Canada ont réduit leurs heures plus rapidement, mais la plus grande partie de ce phénomène tenait aux différences dans le nombre d'heures par travailleur, puisque les hommes canadiens dans les tranches supérieures de la répartition des heures ont travaillé relativement moins d'heures.

Dans les années 90, l'emploi des hommes américains d'âge intermédiaire a diminué et leur nombre d'heures par travailleur a augmenté de 2,6 %, la plus grande partie de cette augmentation se situant dans la tranche supérieure de la répartition des gains. L'emploi des hommes canadiens d'âge intermédiaire a diminué de 3,5 % et leur nombre d'heures par travailleur, de 1 %, la plus grande partie de cette diminution se situant dans la tranche supérieure de la répartition des heures. La tendance vers la concentration des heures de travail dans les tranches inférieures de la répartition des heures observée dans les années 80 s'est poursuivie.

Comment l'inégalité des salaires s'est-elle accrue durant cette période? Au tableau 4, nous reproduisons les estimations de l'inégalité des gains annuels pour les travailleurs américains de sexe masculin travaillant à temps plein pour une année complète présentées dans Card et Dinardo (2002). Même si ce ne sont pas les meilleures estimations aux fins de l'étude de l'inégalité des salaires, elles sont les seules que nous pouvons reproduire pour le Canada au moyen de nos données. Comme les heures annuelles des travailleurs travaillant à temps plein pour une année complète ne varient pas beaucoup, la variation des gains annuels pour ce groupe se rapproche de l'inégalité des salaires. Utilisant nos données et la méthode exposée dans Card et Dinardo (2002)¹⁴, nous constatons que l'écart-type du logarithme des gains pour les travailleurs de sexe masculin travaillant à temps plein pour une année complète a augmenté, passant de 0,53 à 0,60 durant les années 80. Il est resté relativement stable durant les années 90 pour atteindre 0,62 à la fin de la période, soit en 2000.

Nous avons reproduit la méthode de Card et Dinardo en utilisant les données canadiennes et nous avons constaté que, dans le cas des travailleurs de sexe masculin travaillant à temps plein pour une année complète, l'inégalité des salaires a évolué de façon assez semblable au Canada. D'après nos estimations, l'inégalité s'est accrue durant les années 80, passant de 0,47 en 1979 à 0,52 en 1989, puis elle s'est maintenue à 0,52 jusqu'en 1997, la dernière année de l'Enquête sur les finances des consommateurs. Pour obtenir des données plus récentes, nous avons calculé la même statistique à partir de l'EDTR et avons constaté que, même si elle était plus grande, l'inégalité ne s'est pas accentuée davantage durant la période allant de 1996 à 2000.

¹⁴ Nous avons ajouté une autre contrainte supplémentaire à la méthode de Card et Dinardo, soit de supprimer les travailleurs qui déclarent un revenu d'emploi autonome agricole non nul et un autre revenu provenant d'un emploi autonome supérieur à 5 000 \$. Il en résulte une légère augmentation de l'inégalité durant les années 90 comparativement aux résultats obtenus par Card et Dinardo.

Selon une interprétation simple de l'hypothèse de Bell et Freeman, nous aurions dû constater une augmentation du nombre moyen d'heures dans les deux pays durant les années 80 et n'en constater aucune durant les années 90. Toutefois, nous avons observé une augmentation du nombre moyen d'heures uniquement aux États-Unis durant les années 90. En outre, si les stimulants ont le plus d'effet dans la tranche supérieure de la répartition des heures, nous aurions dû constater des variations des heures dans cette tranche également. À nouveau, nous avons observé ce phénomène que chez les hommes américains dans les années 90. En fait, dans les années 80, lorsque l'inégalité des salaires s'est accentuée dans les deux pays, l'augmentation du nombre d'heures s'est située entièrement dans la tranche inférieure de la répartition des heures, s'établissant à 0,4 % aux États-Unis et à 0,7 % au Canada dans les deux quintiles inférieurs; tandis que le nombre d'heures a diminué dans la tranche supérieure de la répartition des heures. À ce niveau agrégé, les différences entre les taux de croissance de l'inégalité des salaires ne nous aident pas à comprendre pourquoi le nombre moyen et le nombre élevé d'heures n'ont pas augmenté dans le cas des travailleurs de sexe masculin d'âge intermédiaire aux États-Unis durant les années 80 ni pourquoi ils ont augmenté durant les années 90. Étant donné que l'inégalité des salaires semble avoir suivi à peu près la même courbe ascendante dans les deux pays durant cette période (bien qu'à des niveaux différents) et vu les divergences du nombre d'heures travaillées par les hommes d'âge intermédiaire, nous devons peut-être chercher ailleurs l'explication des différences relatives sur le plan des heures.

Il est également difficile d'expliquer les fortes augmentations du nombre d'heures chez les femmes d'âge intermédiaire par les stimulants qui résultent de l'inégalité des salaires. Le tableau 5 présente les données pour les femmes d'âge intermédiaire. Le nombre d'heures de ces femmes a augmenté dans l'un et l'autre pays durant les années 80. Il a continué d'augmenter considérablement pour les femmes américaines et beaucoup moins pour les femmes canadiennes dans les années 90. Nous nous serions attendus à une plus faible augmentation du nombre d'heures de travail des femmes américaines si elle était attribuable uniquement à une augmentation de l'inégalité des salaires. En outre, dans tous les cas, l'augmentation du nombre d'heures était concentrée surtout dans le quatrième quintile, non dans le quintile supérieur. Ce résultat s'explique peut-être par le fait que les femmes qui saisissent l'occasion de gagner un salaire plus élevé; mais il pourrait également s'inscrire dans une tendance à plus long terme de relèvement du niveau de scolarité des femmes (qui se traduit par une augmentation du salaire) et dans une tendance générale selon laquelle les femmes participent davantage au travail rémunéré dans les deux pays, qui est associée au style de vie, au désir de travailler et à l'évolution des goûts. Tout compte fait, ces résultats laissent supposer que les données ne permettent pas d'expliquer les différences dans les heures de travail entre les deux pays par l'inégalité des salaires.

6. L'incidence des préférences et des différences en matière de style de vie sur les heures travaillées

Dans son examen des différences dans les heures travaillées entre les États-Unis et l'Allemagne, Osberg montre que la différence principale dans le nombre annuel d'heures travaillées tient à la plus faible tendance chez les femmes et chez les hommes plus âgés allemands à être employés et, parmi ceux qui sont employés, la différence dans le nombre moyen d'heures était faible. Les autres travailleurs allemands de sexe masculin n'étaient pas moins susceptibles de fournir des heures de travail que les hommes américains. Selon l'hypothèse émise par Bell et Freeman,

l'inégalité aurait dû motiver les hommes américains d'âge intermédiaire à travailler plus que les hommes allemands d'âge intermédiaire. Osberg conclut que les différences dans les heures de travail tiennent davantage aux différences nationales sur le plan des préférences et du style de vie, comme la propension des mères allemandes à moins travailler et la tendance chez les hommes allemands à prendre leur retraite tôt, qu'à l'effet de l'inégalité.

Comme Osberg, nous avons constaté que les différences relatives sur le plan de la participation à l'emploi ont contribué de façon importante aux différences entre les deux pays. Cela a été particulièrement vrai dans les années 80, quand l'emploi des femmes a augmenté beaucoup plus rapidement au Canada qu'aux États-Unis, et dans les années 90, quand l'emploi des hommes a diminué davantage au Canada qu'aux États-Unis. D'ailleurs, il est probable que l'évolution des goûts et des préférences pour le travail sous-tend les importantes variations observées chez les femmes d'âge intermédiaire dans les deux pays. Toutefois, nous avons aussi relevé d'importantes différences chez les jeunes, les travailleurs plus âgés et les hommes d'âge intermédiaire, tant sur le plan de l'emploi que (particulièrement dans les années 90) sur le nombre d'heures par travailleur.

Les différences de plus en plus importantes dans les heures de travail entre le Canada et les États-Unis sont-elles attribuables à des différences de goûts et de préférences? Les données recueillies laissent supposer que les Canadiens et les Américains ont des préférences semblables pour l'augmentation des heures de travail. Les enquêtes sur les heures de travail citées en référence dans Bell et Freeman (1996) montrent que les Allemands souhaitent réduire leurs heures de travail tandis que les Américains souhaitent accroître leurs heures de travail. Selon les résultats de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail menée au Canada en 1995, les deux tiers des travailleurs étaient satisfaits de leurs heures de travail tandis que la plupart des autres souhaitaient accroître leurs heures de travail (Morissette et Drolet, 1997), ce qui montre que les préférences des Canadiens pour l'augmentation des heures de travail s'apparentent à celles des Américains. D'ailleurs, dans leur examen de 2001 des tendances internationales touchant les heures et l'inégalité, Bell et Freeman ont signalé que les principales différences qu'il faut expliquer, sont celles qui existent entre l'Amérique du Nord et l'Europe, et que le Canada et les États-Unis se ressemblent davantage sur les plans du nombre moyen d'heures et de l'inégalité.

Néanmoins, on pourrait soutenir que les Canadiens ont tout simplement refusé de répondre à la demande croissante d'heures durant la dernière phase expansionniste, qu'ils ont préféré ne pas accroître leurs heures de travail durant les années 90. Cet argument serait valable si l'on constatait une baisse du nombre d'heures de travail chez les familles à revenu élevé. Ces familles pourraient choisir de limiter leurs heures de travail, puisque leurs besoins matériels sont satisfaits, et de consacrer plus de temps aux loisirs. Toutefois, lorsque nous avons examiné cette possibilité, nous avons constaté une baisse du nombre d'heures de travail au Canada chez les travailleurs dont les gains hebdomadaires sont les plus faibles. À la figure 7, nous avons tracé le nombre d'heures de travail hebdomadaires selon le quintile de gains hebdomadaires. Pour les hommes canadiens (indiqués au quadrant supérieur), les baisses du nombre d'heures travaillées se concentrent clairement chez ceux dont les gains hebdomadaires se situent dans le quintile inférieur. Ces baisses, qui se sont produites surtout de 1980 à 1982 et à nouveau de 1989 à 1992 et sont associées à des périodes de récession. Il n'y a pas eu de remontée importante du nombre d'heures durant la période d'expansion qui a marqué les années 80 et, malgré une certaine

remontée observée entre 1992 et 1994, le nombre d'heures de travail des soutiens économiques dans le quintile inférieur ne semble être retourné à son niveau d'avant la récession qu'une fois la reprise économique bien lancée en 2000. Dans le cas des femmes canadiennes, les heures de travail hebdomadaires ont diminué chez les soutiens économiques dans le quintile inférieur après 1989 et ont augmenté progressivement chez ces dernières dans le quintile supérieur durant toute la période. Dans le cas des hommes aux États-Unis, les augmentations du nombre d'heures de travail se sont concentrées chez les soutiens économiques dans le quintile supérieur, aucune baisse n'étant enregistrée par ceux dans le quintile inférieur. Dans le cas des femmes aux États-Unis, on observe des augmentations sur toute la courbe de la répartition des gains hebdomadaires, mais particulièrement dans les tranches inférieure et supérieure. Par conséquent, les variations importantes survenues durant les années 80 et 90 ont trait non seulement à la répartition des heures mais aux personnes touchées. Les baisses du nombre d'heures de travail des familles canadiennes ont surtout touché les personnes à faible revenu et non celles à revenu élevé. Il est donc plus difficile de soutenir que certains Canadiens choisissaient de travailler un plus petit nombre d'heures pour des raisons d'ordre personnel. Il semble plus probable que la reprise dans les années 90 a amélioré la situation financière des travailleurs à faible salaire en leur offrant la possibilité d'augmenter leurs heures de travail seulement assez tard dans la période de reprise. Le nombre hebdomadaire d'heures n'a augmenté que vers la fin de la décennie, ce qui laisse supposer que les effets de la récession sur les travailleurs à faible salaire se sont poursuivis longtemps après la fin de la récession elle-même¹⁵.

7. L'incidence des facteurs macroéconomiques

Il s'agit d'une explication cyclique de l'écart sur le plan des heures, du moins en partie. La littérature qui s'est développée depuis un certain temps sur l'écart entre le taux de chômage au Canada et celui aux États-Unis laisse supposer que cet écart s'est creusé durant les années 90, en grande partie en raison de la performance relativement plus faible de l'économie canadienne au début des années 1990 (Riddell et Sharpe (1998)).

La figure 8 montre le rapport entre le taux de chômage et les heures travaillées. Nous avons représenté graphiquement les taux de chômage pour les hommes de 25 à 54 ans par rapport au nombre annuel relatif d'heures travaillées (par personne et par travailleur) pour les hommes d'âge intermédiaire et les femmes d'âge intermédiaire. Le quadrant supérieur gauche montre le rapport du chômage aux heures par personnes pour les hommes d'âge intermédiaire. Le rapport entre le nombre relatif d'heures par personne et les taux de chômage relatifs dans les deux pays sont étroitement corrélés. La divergence des taux de chômage dans les deux pays s'est accompagnée

¹⁵ Dans cette partie de l'analyse, nous avons exclu le décile supérieur de la répartition des salaires horaires. Kuhn et Robb (1994) ont déclaré qu'à cause d'erreurs de déclaration soit des semaines travaillées soit des traitements et salaires annuels, les travailleurs dans la tranche supérieure de la répartition des salaires de l'EFC ont un nombre plus faible que prévu de semaines travaillées, un nombre élevé de semaines de chômage et un nombre élevé de semaines de non participation à la population active. Toutefois, le fait d'inclure le décile supérieur des personnes rémunérées à l'heure n'a pas pour effet de modifier sensiblement ces résultats. Les analyses des salaires horaires au Canada n'ont jamais été fondées sur les données tirées de l'EFC puisque des estimations temporaires des heures de travail annuelles ne sont pas disponibles. Néanmoins, dans son analyse des salaires à l'aide de données d'autres sources, Morissette (1995) a observé une augmentation du terme de covariance entre les heures travaillées et les salaires dans les années 80, particulièrement entre 1981 et 1984. Ce résultat est conforme à une diminution des heures travaillées dans le cas des travailleurs dans le quintile inférieur de la répartition des gains hebdomadaires.

d'une hausse correspondante de l'écart sur le plan des heures pour les hommes. Cela est particulièrement vrai durant la période de 1981 à 1984 où l'écart entre les taux de chômage est apparu et pour la période de 1989 à 1998 où le chômage relatif a augmenté pour la deuxième fois. Il convient de signaler que, durant les trois périodes où l'écart entre les taux de chômage a diminué, soit de 1979 à 1980, de 1984 à 1986 et de 1999 à 2000, l'écart entre les heures s'est resserré également. Étant donné les diminutions relatives de l'écart entre les taux de chômage entre 2000 et 2002, il est probable que les heures relatives ont également convergé durant ces années. La situation est moins claire dans le cas des femmes (quadrant supérieur droit), peut-être parce qu'il est difficile de faire la distinction entre la courbe cyclique des heures travaillées par les femmes de celle de la participation des femmes à la population active en raison d'autres facteurs. Toutefois, lorsque nous examinons le rapport entre les heures par travailleur et les taux de chômage des femmes d'âge intermédiaire, nous observons de nouveau une corrélation négative. Parallèlement aux divergences des conditions sur le marché du travail au Canada et aux États-Unis, nous avons observé des divergences des heures par travailleur.¹⁶

8. Conclusion

Dans le présent document, nous examinons le nombre annuel d'heures de travail au Canada et aux États-Unis durant la période allant de 1979 à 2000. Nous avons constaté qu'un écart dans les heures fournies par personne s'est creusé durant les années 80 et s'est élargi durant les années 90, en raison de l'augmentation des heures aux États-Unis et de la stagnation des heures au Canada. Dans l'ensemble, l'offre de main-d'œuvre par habitant a augmenté d'environ 5,8 % au Canada entre 1979 et 2000 et d'environ 13,8 % aux États-Unis. La faible augmentation de l'écart sur le plan des heures dans les années 80 était liée à des variations des parts de la population qui ont avantagé les États-Unis. Toutefois, nous avons observé d'autres changements intéressants dans les années 80 à mesure que l'offre de main-d'œuvre a augmenté, au Canada à la suite d'une augmentation de l'emploi et aux États-Unis, à la suite de l'augmentation du nombre d'heures par travailleur. Ces changements ont été relevés surtout chez les femmes. Nous avons constaté que l'augmentation relative du nombre d'heures aux États-Unis durant les années 90 tenait principalement à une augmentation plus rapide du nombre d'heures travaillées par travailleur, chez tous les groupes d'âge et les deux sexes. Cette augmentation plus rapide semble être attribuable à l'augmentation du nombre d'heures dans la tranche supérieure de la répartition des heures. Au Canada, dans les années 90, le nombre d'heures a légèrement diminué en raison de la faiblesse de l'emploi.

Cherchant une explication de ces divergences des heures de travail, nous examinons l'hypothèse formulée par Bell et Freeman (1996, 2000, 2001) selon laquelle les différences dans le temps consacré au travail sont attribuables aux différences entre les pays sur le plan de l'inégalité des salaires. Nous examinons également la possibilité, comme Osberg (2001) l'a montré dans le cas des différences entre les États-Unis et l'Allemagne, que les différences entre le Canada et les États-Unis tiennent à la propension des femmes à travailler et à la tendance des hommes à prendre leur retraite tôt ou d'autres différences d'importance dans la participation au marché du

¹⁶ Les coefficients de corrélation sont :

	Hommes	Femmes
HPP	-0,92	-0,12
HPT	-0,91	-0,80

travail entre les deux pays. Nous avons constaté que ni l'une ni l'autre de ces hypothèses n'explique de façon satisfaisante les différences entre les États-Unis et le Canada, peut-être parce que l'une et l'autre sont fondées sur des différences dans les préférences en matière de temps consacré au travail et de temps consacré à d'autre chose qu'au travail, qui peuvent être considérables entre les États-Unis et l'Allemagne mais pas très marquées entre le Canada et les États-Unis. De plus, l'idée que les Canadiens choisissent de fournir un plus petit nombre d'heures ne cadre pas bien avec le fait stylisé de diminution des heures fournies par les travailleurs dans la tranche inférieure de la répartition des gains hebdomadaires. Plus particulièrement, l'augmentation relative du nombre d'heures de travail aux États-Unis ne semble pas être associée aux stimulants du côté de l'offre résultant de l'inégalité des salaires ou de différences dans les préférences pour le temps consacré au travail et le temps consacré à d'autre chose qu'au travail.

Nous avons constaté que les tendances pourraient s'expliquer par des différences dans le cycle économique. En particulier, l'évolution à la hausse de l'écart sur le plan des heures a tendance à coïncider avec des activités du cycle économique qui se reflètent dans l'écart entre le taux de chômage au Canada et celui aux États-Unis. La corrélation étroite entre l'approfondissement de l'écart sur le plan des heures et l'augmentation relative du ralentissement du marché du travail au Canada, laisse supposer que la différence relative dans les heures entre les deux pays tient à une demande de main-d'œuvre relativement faible au Canada plutôt qu'à des différences sur le plan de l'offre de main-d'œuvre.

TABLEAUX ET FIGURES

Tableau 1 : Décomposition de la variation de l'offre annuelle de main-d'œuvre, 1979 à 1989

Âge	Attribuable à la variation des taux				Attribuable à la variation des parts			
	16-24	25-54	55-69	total	16-24	25-54	55-69	total
États-Unis								
	taux d'emploi annuel							
hommes	-0,004	-0,005	-0,007	-0,015	-0,029	0,046	-0,005	0,012
femmes	0,002	0,032	0,003	0,037	-0,027	0,029	-0,004	-0,001
total	-0,002	0,027	-0,004	0,022	-0,056	0,075	-0,008	0,010
	heures par travailleur							
hommes	-0,002	0,000	-0,002	-0,005	-0,028	0,036	-0,016	-0,007
femmes	0,002	0,029	0,000	0,031	-0,019	0,047	-0,002	0,027
total	0,000	0,029	-0,002	0,026	-0,046	0,083	-0,018	0,019
	heures par personne							
hommes	-0,005	-0,006	-0,010	-0,022	-0,022	0,057	-0,006	0,029
femmes	0,003	0,060	0,003	0,065	-0,018	0,027	-0,003	0,006
total	-0,002	0,053	-0,007	0,044	-0,040	0,084	-0,009	0,035
Canada								
	taux d'emploi annuel							
hommes	0,005	-0,006	-0,012	-0,013	-0,036	0,041	0,002	0,008
femmes	0,010	0,062	-0,001	0,071	-0,034	0,026	0,000	-0,008
total	0,014	0,057	-0,013	0,058	-0,070	0,067	0,002	-0,001
	heures par travailleur							
hommes	-0,009	-0,005	-0,002	-0,017	-0,029	0,017	-0,016	-0,027
femmes	-0,004	0,025	0,000	0,021	-0,020	0,062	-0,003	0,040
total	-0,013	0,020	-0,003	0,004	-0,049	0,080	-0,018	0,012
	heures par personne							
hommes	-0,006	-0,012	-0,017	-0,035	-0,028	0,052	0,003	0,026
femmes	0,003	0,082	-0,001	0,083	-0,022	0,023	0,000	0,000
total	-0,004	0,069	-0,018	0,048	-0,050	0,075	0,003	0,027
États-Unis-Canada								
	taux d'emploi annuel							
hommes	-0,009	0,001	0,005	-0,003	0,007	0,004	-0,007	0,004
femmes	-0,008	-0,030	0,004	-0,034	0,006	0,004	-0,004	0,007
total	-0,016	-0,029	0,009	-0,036	0,013	0,008	-0,011	0,011
	heures par travailleur							
hommes	0,007	0,005	0,000	0,012	0,001	0,019	0,000	0,020
femmes	0,005	0,004	0,000	0,010	0,001	-0,015	0,001	-0,013
total	0,013	0,009	0,000	0,022	0,003	0,004	0,001	0,007
	heures par personne							
hommes	0,001	0,006	0,006	0,014	0,006	0,006	-0,008	0,003
femmes	0,000	-0,022	0,004	-0,018	0,005	0,004	-0,003	0,006
total	0,002	-0,016	0,010	-0,004	0,010	0,010	-0,011	0,009

Tableau 2 : Décomposition de la variation de l'offre annuelle de main-d'œuvre, 1989 à 2000

Âge	Attribuable à la variation des taux				Attribuable à la variation des parts			
	16-24	25-54	55-69	Total	16-24	25-54	55-69	total
États-Unis								
	taux d'emploi annuel							
hommes	-0,009	-0,007	0,003	-0,013	0,000	0,008	-0,003	0,006
femmes	-0,004	0,011	0,008	0,014	-0,003	0,006	-0,004	0,000
total	-0,013	0,004	0,010	0,001	-0,003	0,015	-0,006	0,005
	heures par travailleur							
hommes	0,001	0,011	0,003	0,015	-0,007	-0,001	0,000	-0,008
femmes	0,002	0,020	0,005	0,028	-0,005	0,014	0,003	0,013
total	0,003	0,032	0,008	0,044	-0,012	0,013	0,003	0,004
	heures par personne							
hommes	-0,006	0,003	0,006	0,003	0,000	0,010	-0,003	0,007
femmes	0,000	0,031	0,012	0,042	-0,002	0,006	-0,003	0,001
total	-0,006	0,034	0,018	0,046	-0,002	0,016	-0,006	0,008
Canada								
	taux d'emploi annuel							
hommes	-0,011	-0,013	-0,003	-0,028	-0,011	0,008	0,002	-0,001
femmes	-0,009	0,008	0,009	0,008	-0,009	0,009	0,000	0,000
total	-0,021	-0,005	0,006	-0,020	-0,020	0,018	0,002	-0,001
	heures par travailleur							
hommes	-0,003	-0,004	-0,002	-0,008	-0,014	0,004	0,000	-0,011
femmes	-0,003	0,006	0,000	0,003	-0,010	0,024	0,008	0,022
total	-0,006	0,002	-0,002	-0,005	-0,025	0,027	0,008	0,011
	heures par personne							
hommes	-0,011	-0,020	-0,005	-0,036	-0,008	0,010	0,002	0,005
femmes	-0,009	0,014	0,008	0,013	-0,006	0,009	0,000	0,003
total	-0,019	-0,006	0,003	-0,023	-0,013	0,019	0,002	0,008
États-Unis-Canada								
	taux d'emploi annuel							
hommes	0,002	0,007	0,006	0,015	0,011	0,000	-0,004	0,007
femmes	0,005	0,002	-0,001	0,006	0,006	-0,003	-0,003	0,000
total	0,007	0,009	0,004	0,020	0,017	-0,003	-0,008	0,006
	heures par travailleur							
hommes	0,004	0,015	0,005	0,023	0,007	-0,004	0,000	0,002
femmes	0,006	0,015	0,005	0,025	0,005	-0,010	-0,005	-0,009
total	0,009	0,030	0,010	0,049	0,013	-0,014	-0,006	-0,007
	heures par personne							
hommes	0,005	0,023	0,011	0,039	0,008	0,000	-0,005	0,003
femmes	0,009	0,017	0,004	0,030	0,004	-0,003	-0,003	-0,002
total	0,014	0,040	0,015	0,069	0,011	-0,003	-0,008	0,001

Tableau 3 : Variation des heures par travailleur, hommes d'âge intermédiaire

	Emploi	Heures par travailleur					Total	Heures par personne
		quintile inférieur	2 ^e quintile	3 ^e quintile	4 ^e quintile	quintile supérieur		
1979 à 1989								
États-Unis	-0,012	-0,001	0,005	0	0,002	-0,006	-0,001	-0,013
Canada	-0,014	0,003	0,004	0	-0,002	-0,016	-0,012	-0,025
Écart des différences	0,001	-0,003	0,001	0	0,004	0,010	0,012	0,012
1989 à 2000								
États-Unis	-0,017	0,004	0,003	0	0,001	0,018	0,026	0,008
Canada	-0,035	0,005	0,002	0	-0,005	-0,012	-0,008	-0,042
Écart des différences	0,016	-0,001	0,001	0	0,006	0,028	0,034	0,050

NOTA : Les données pour les États-Unis sont tirées de la CPS-mars. Les données pour le Canada pour la période de 1979 à 1995 sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs et de l'Enquête sur la population active, et pour la période de 1995 à 2000, de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Tableau 4 : Estimations de l'inégalité des salaires^a, hommes travaillant à temps plein l'année complète

États-Unis				
Estimations tirées du supplément de mars	1979	1989	2000	
	0,53	0,60	0,62	
Canada				
Estimations tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs	1979	1989	1997	
	0,47	0,52	0,53	
Estimations tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu				1996
				2000
			0,56	0,57

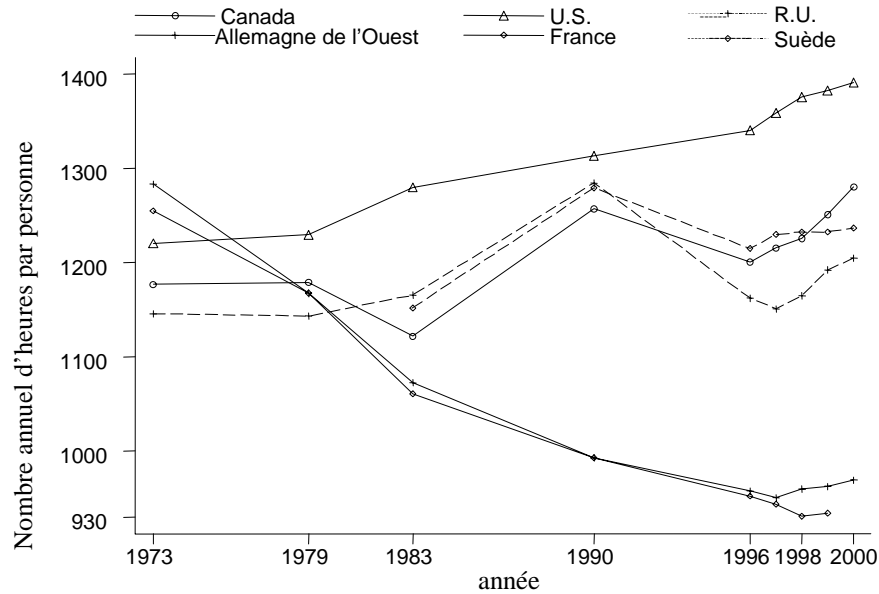
a: L'inégalité des salaires correspond approximativement à l'écart-type du logarithme des gains annuels pour les hommes employés à temps plein l'année complète. Les données pour les États-Unis sont tirées de la CPS-mars. Les données pour le Canada sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Les données canadiennes et américaines sont corrigées pour tenir compte des changements dans la troncation par le haut au moyen de la méthode exposée dans Card et Dinardo (2002). Plus précisément, pour les années de référence 1979 et 1980, les gains sont tronqués par le haut à 50 000 \$ en dollars non indexés, de 1981 à 1983 ils sont tronqués par le haut à 75 000 \$, de 1984 à 1988 ils sont tronqués par le haut à 100 000 \$ et après 1988, les gains provenant de l'emploi principal sont tronqués par le haut à 100 000 \$. Ceux provenant du deuxième emploi sont tronqués par le haut à 25 000 \$. Comme des données sur les gains provenant de l'emploi principal et du deuxième emploi au Canada n'étaient pas disponibles, après 1988, les gains au Canada sont tronqués par le haut à 125 000 \$. Les données sont déflatées corrigées en dollars de 1979 et les données canadiennes sont rajustées de nouveau en utilisant un facteur de parité du pouvoir d'achat de 0,85. Les enregistrements pour lesquels les gains sont inférieurs à 2 000 \$ ou supérieurs à 200 000 \$ en dollars de 1979 sont alors supprimés. Nous avons apporté un ajout à la méthode de Card et Dinardo. Nous avons exclu également les hommes ayant un revenu d'un emploi agricole non nul ou un revenu d'un emploi autonome supérieur à 5 000 \$. L'inégalité est calculée en utilisant les observations restantes, rajustées en tenant compte de leur poids d'échantillonnage correspondants.

Tableau 5 : Variation des heures par travailleur, femmes d'âge intermédiaire

	Emploi	Heures par travailleur					Total	Heures par personne
		quintile inférieur	2 ^e quintile	3 ^e quintile	4 ^e quintile	quintile supérieur		
1979 à 1989								
États-Unis	0,110	0,017	0	0,02	0,037	0,024	0,099	0,219
Canada	0,231	0,012	0,005	0,016	0,034	0,02	0,088	0,339
Écart des différences	-0,121	0,005	-0,005	0,004	0,004	0,004	0,012	-0,120
1989 à 2000								
États-Unis	0,033	0,009	0	0,008	0,028	0,018	0,063	0,098
Canada	0,026	0,003	0,001	0,001	0,009	0,001	0,017	0,044
Écart des différences	0,007	0,006	-0,001	0,006	0,019	0,018	0,048	0,054

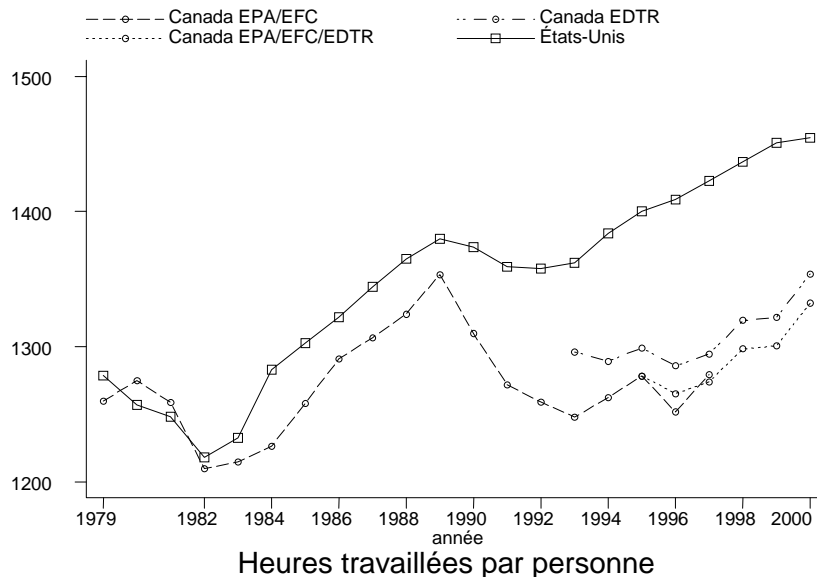
NOTA : Les données pour les États-Unis sont tirées de la CPS-mars. Les données pour le Canada pour la période de 1979 à 1995 sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs et de l'Enquête sur la population active, et pour la période de 1995 à 2000, de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Figure 1 : Nombre annuel moyen d'heures réellement travaillées par personne, comparaison à l'échelle internationale



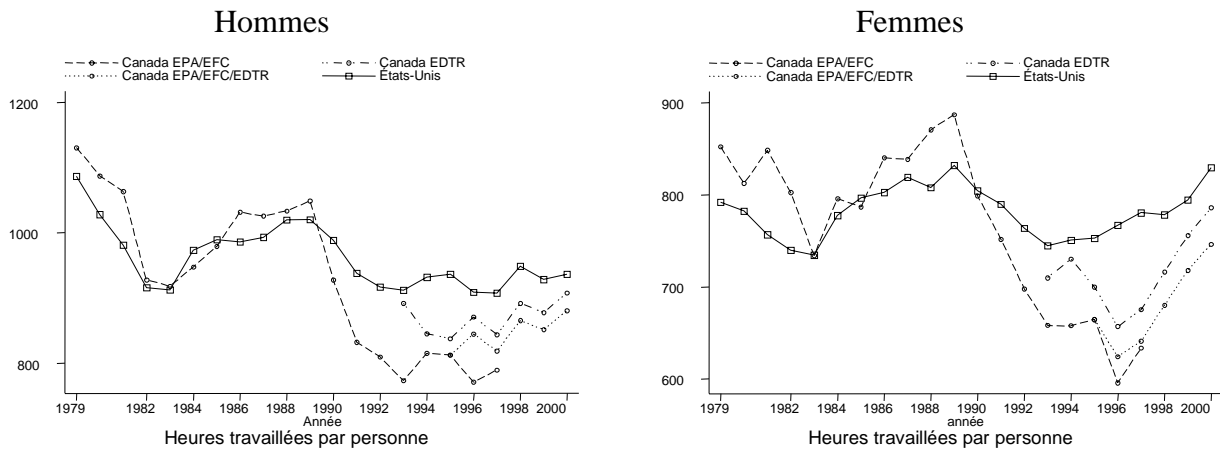
NOTA : Les données sont tirées de l'OCDE (1995, 1997, 2001b). Les heures travaillées par personne sont égales à la moyenne des heures par travailleur multipliée par le taux d'emploi.

Figure 2 : Nombre annuel d'heures habituellement travaillées par personne



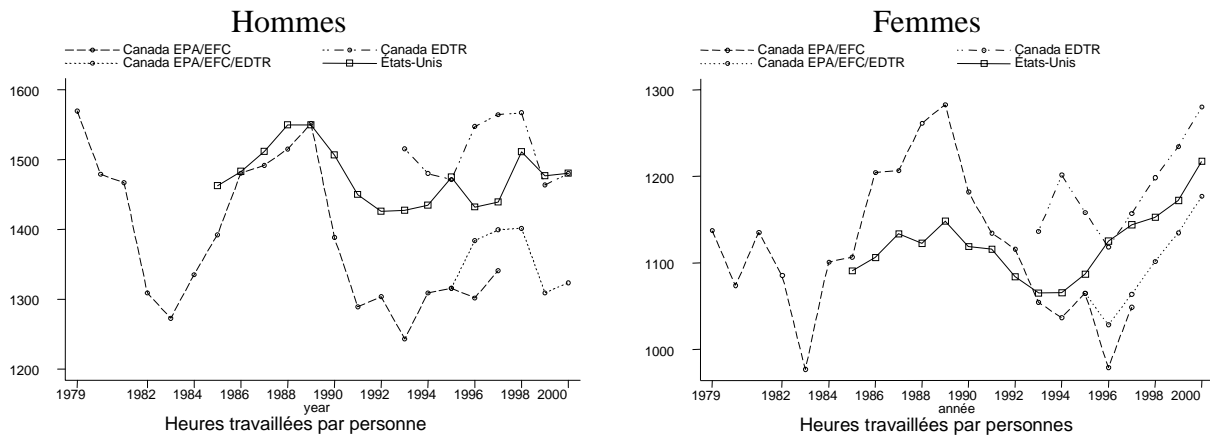
NOTE : Les données pour les États-Unis sont tirées de la CPS-mars. Les données pour le Canada pour la période de 1979 à 1997 sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs et de l'Enquête sur la population active, et pour la période de 1993 à 2000, de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. La population âgée de 16 à 69 ans est incluse.

Figure 3 : Offre de main-d'œuvre, hommes et femmes âgés de 16 à 24 ans



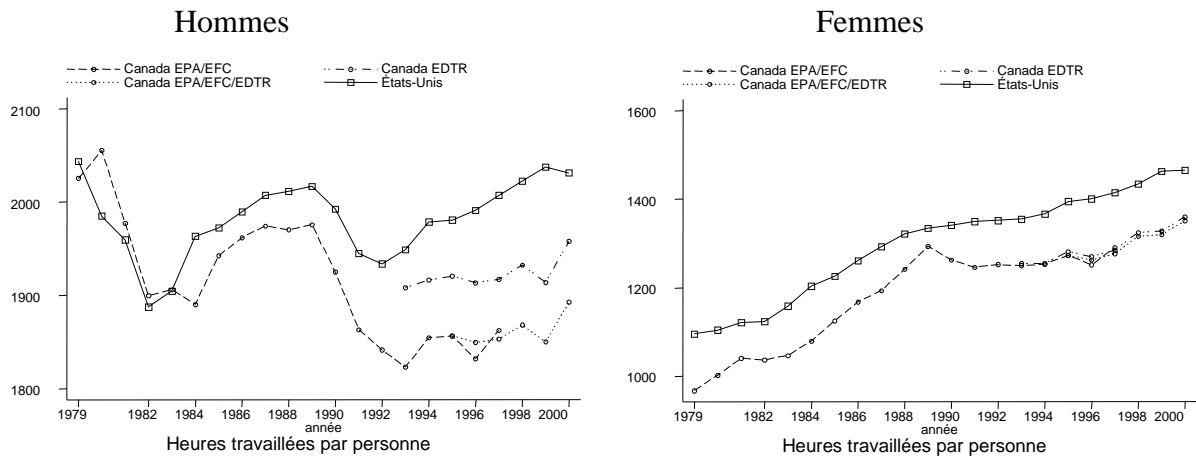
NOTA : La série EPA/EDTR/EFC contient des extrapolations des estimations de l'EFC des heures, fondées sur les taux de croissance de l'EDTR pour la période allant de 1995 à la fin de 2000.

Figure 4 : Offre de main-d'œuvre, hommes et femmes âgés de 16 à 24 ans, étudiants à temps plein et à temps partiel exclus



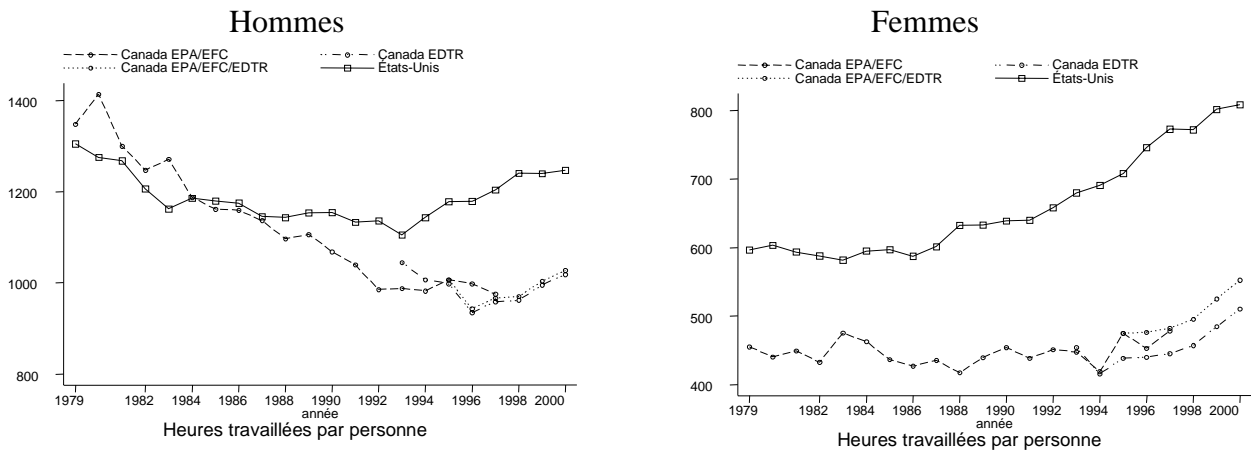
NOTA : La série EPA/EDTR/EFC contient des extrapolations des estimations de l'EFC des heures, fondées sur les taux de croissance de l'EDTR pour la période allant de 1995 à la fin de 2000.

Figure 5 : Offre de main-d'œuvre, hommes et femmes âgés de 25 à 54 ans



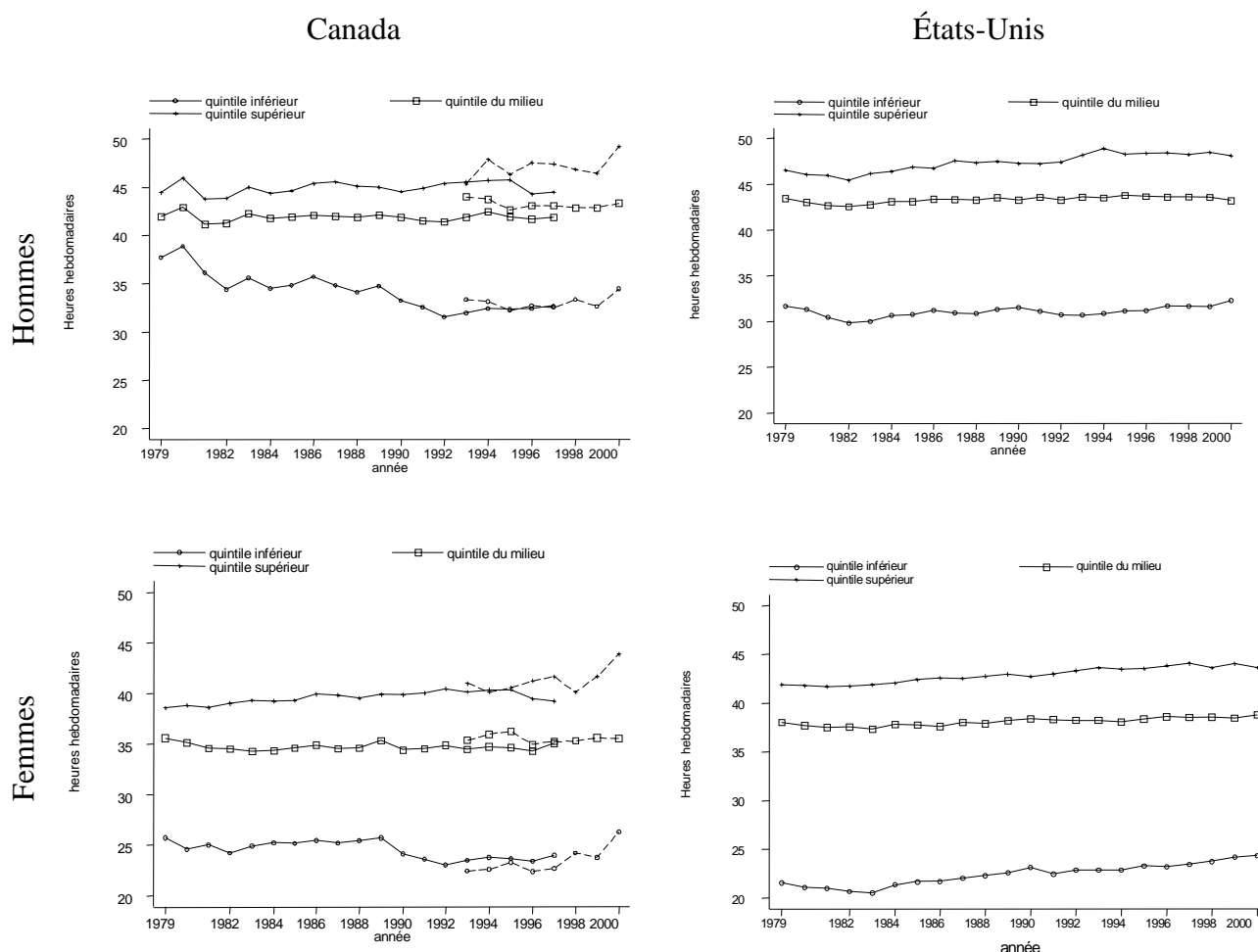
NOTA : La série EPA/EDTR/EFC contient des extrapolations des estimations de l'EFC des heures, fondées sur les taux de croissance de l'EDTR pour la période allant de 1995 à la fin de 2000.

Figure 6 : Offre de main-d'œuvre, hommes et femmes âgés de 55 à 69 ans



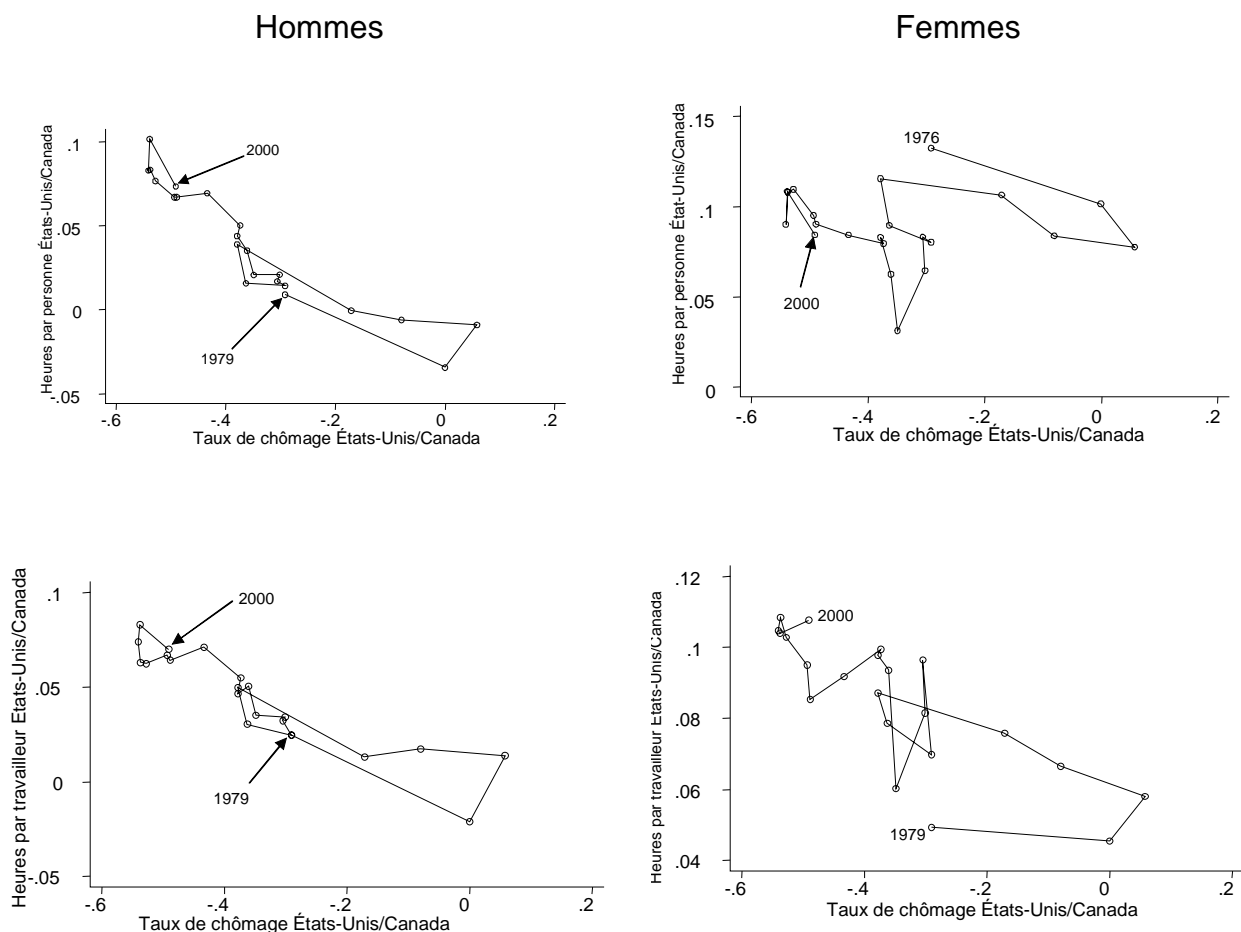
NOTA : La série EPA/EDTR/EFC contient des extrapolations des estimations de l'EFC des heures, fondées sur les taux de croissance de l'EDTR pour la période allant de 1995 à la fin de 2000.

Figure 7 : Heures hebdomadaires habituellement travaillées par quintile de salaire hebdomadaire



NOTA : Le salaire hebdomadaire est dérivé à partir des gains annuels provenant du traitement, du salaire et du revenu d'un emploi autonome divisés par le nombre de semaines travaillées. Les données pour les États-Unis sont tirées de la CPS-mars. Les données pour le Canada pour la période allant de 1979 à 1997 sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs et de l'Enquête sur la population active, et pour la période de 1993 à 2000, de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. La population âgée de 16 à 69 ans est incluse. Pour le Canada, les lignes en pointillé indiquent des données tirées de l'EDTR, tandis que les lignes en trait plein indiquent des données tirées de l'EPA et de l'EFC. Les heures hebdomadaires sont les heures habituellement travaillées durant une semaine typique, sauf pour les données tirées de l'EPA/EFC où les heures hebdomadaires sont les heures habituellement travaillées dans un emploi détenu au mois d'avril suivant l'année de référence.

Figure 8 : Heures relatives et taux de chômage^a, hommes et femmes âgés de 25 à 54 ans



a: Les heures sont mesurées par personne ou par travailleur. Si on représente les heures par H, les heures relatives sont $H_{US} \div H_{Canada} - 1$. Si on représente le taux de chômage par UR, le chômage relatif est $UR_{US} \div UR_{Canada} - 1$. Il s'agit du taux de chômage des hommes de 25 à 54 ans.

Annexe : Validation des estimations des heures canadiennes

Nous nous sommes interrogés sur la validité de notre estimation du nombre annuel d'heures habituelles à partir de l'EFC et de l'EPA. Notre préoccupation tenait à ce que l'estimation des heures de l'EPA, sur le plan temporel, porte sur une période de référence différente de celle visée par la question sur le nombre de semaines travaillées et au le plan conceptuel, elle ne porte peut-être pas sur le même emploi que celui détenu par le répondant durant l'année de référence de l'EFC. Nous avons vérifié l'utilisation de cette hypothèse de deux façons.

En premier lieu, nous nous sommes fondés sur les caractéristiques longitudinales de l'EDTR pour déterminer s'il convient d'utiliser les heures travaillées par semaine à compter du mois d'avril de l'année t+1 pour estimer les heures annuelles pour l'année t. Nous avons constaté que cette méthode donne une estimation fort exacte, la répartition des heures annuelles accusant une tendance centrale légèrement plus forte, sans autres différences importantes (figure A1).

En deuxième lieu, on peut également calculer le nombre annuel d'heures habituellement travaillées au moyen de la méthode décrite par Rones, Ilg et Gardner (2001). Selon cette méthode, on combine la moyenne des heures de travail hebdomadaires tirée de l'Enquête mensuelle (l'EPA ou la CPS-groupes de renouvellement sortants) et le nombre de personnes au travail durant l'année à partir de l'enquête annuelle (l'EFC, l'EDTR ou la CPS-mars) de la manière suivante :

$$\begin{array}{rcccl} \text{Moyenne des} & & \text{Nombre de} & & \\ \text{heures} & & \text{personnes} & & \\ \text{annuelles au} & = & \text{au travail} & \times & \text{Moyenne} & \times & \text{52} & \div & \text{Nombre de} & \\ \text{travail en} & & \text{d'une} & & \text{hebdoma-} & & \text{semaines} & & \text{personnes} & \\ \text{l'année Y} & & \text{semaine} & & \text{daires} & & & & \text{au travail} & \\ & & \text{moyenne} & & \text{au travail} & & & & \text{durant} & \\ & & & & & & & & \text{l'année} & \end{array} \quad (3)$$

Pour les premiers éléments, les renseignements sont tirés de l'enquête mensuelle tandis que pour le dernier, ils sont tirés de l'enquête annuelle. L'inconvénient de cette méthode est qu'elle ne peut être utilisée que pour estimer la moyenne des heures et ne fournit pas de renseignements sur d'autres aspects de la répartition des heures. Néanmoins, cette méthode de calcul du nombre moyen d'heures permet utilement de valider tous les résultats. La figure A2 montre le nombre annuel moyen d'heures habituellement travaillées par personne, calculé pour le Canada et les États-Unis pour la population de 16 à 69 ans au moyen de la méthode indiquée dans l'équation 3. Les heures consacrées à l'emploi principal sont indiquées seulement parce que les données sur les heures habituelles consacrées aux emplois subséquents n'étaient pas recueillies par la CPS, groupes de renouvellement sortants avant 1994 (bien que les tendances semblent identiques d'après les données disponibles). Lorsque nous comparons la figure A2 et la figure 2, nous constatons que les données pour le Canada et celles pour les États-Unis dans les séries chronologiques présentent des caractéristiques virtuellement identiques.

Enfin, nous craignons que la valeur établie pour avril pour la moyenne du nombre hebdomadaire d'heures habituellement travaillées n'affiche une tendance différente de celle de la valeur annuelle en raison d'une variation saisonnière. Nous avons examiné cette possibilité au moyen des

données mensuelles de l'EPA et constaté que, pour la période allant de 1976 à 2000, l'estimation annuelle des heures hebdomadaires était de 0,30 heure plus longue pour les hommes et de 0,38 plus longue pour les femmes, mais nous n'avons pas observé d'évolution importante de cette différence au cours de la période. Dans le cas des hommes et des femmes d'âge intermédiaire, l'écart entre les heures en avril et les heures annuelles était de 0,12 et de 0,21, respectivement et, à nouveau, nous n'avons pas observé de tendance importante. (La question sur les heures a été modifiée de manière à exclure les heures non payées dans l'EPA de 1997, mais cela ne semble pas avoir d'effet sur les heures en avril par rapport aux heures annuelles.)

La discussion et les graphiques ci-dessus montrent que les concepts des heures habituellement travaillées et nos méthodes d'estimation du nombre annuel d'heures habituellement travaillées au Canada et aux États-Unis semblent raisonnables. Tout particulièrement, les estimations que nous obtenons au moyen de diverses méthodes présentent des caractéristiques tendanciennes similaires.

<p>Figure A1 : Répartition des heures habituelles, Canada, 1994, estimées et réelles</p>	<p>Figure A2 : Estimations des heures annuelles par personne au moyen de la méthode de Rones, Ilg et Gardner (2001)</p>
<p>NOTA : Les données sont tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Les heures annuelles estimées montrent la répartition des valeurs obtenues en multipliant le nombre annuel de semaines travaillées en 1994 par la moyenne des heures travaillées par semaine en avril 1995.</p>	<p>NOTA : La méthode « Rones » est la méthode utilisée pour calculer la moyenne des heures de travail exposée dans Rones, Ilg et Gardner, 1997. Les résultats ne portent que sur l'emploi principal. La population se compose de personnes âgées de 16 à 69 ans. Les données pour les États-Unis sont tirées de la CPS-mars.</p>

BIBLIOGRAPHIE

- Armstrong, Philip, Tarek Harchaoui, Chris Jackson et Faouzi Tarkhani (2002). *Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information, 1981-2000 : l'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications*, Série de documents de recherche sur l'analyse économique N° 11F0027MIF2002001, Direction des études analytiques, Ottawa : Statistique Canada.
- Bartman, I. et G. Garneau (1998). "Comparaison des heures travaillées selon l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu et L'Enquête sur la population active." Document de recherché de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu no. de produit 75F0002MPF (98-14), Statistique Canada.
- Beach, C.M. et G.A. Slotsve (1996). *Are we Becoming Two Societies?* Toronto: CD Howe Institute.
- Bell, L. et R. Freeman (1996). "Why do Americans and Germans Work Different Hours?" *NBER Working Paper No. 4808*, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Bell, L. et R. Freeman (2000). "The incentive for Working Hard: Explaining Hours Worked Differences in the U.S. and Germany". *NBER Working Paper No. 8051*, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Bell, L. et R. Freeman (2001). "Working Hard", in *Working Time in Comparative Perspective. Volume 1*. Ging Wong and Garnett Picot (eds.), W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan.
- Card, David, et John E. Dinardo (2002). "Skill Biased Technical Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles". *NBER Working Paper no. 8769*, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Fortin, Pierre (2003). "Differences in Annual Work Hours per Capita between the United States and Canada". *International Productivity Monitor*, Spring 2003.
- Frederick, Judith et Janet Fast (2001). "Aimer son travail : une stratégie efficace pour équilibrer la vie professionnelle et la vie privée?", *Tendances sociales canadiennes*, no. de produit 11-008, Statistique Canada, pp. 9-13.
- Hall, K. (1999). "La bipolarisation des horaires à la fin des années 1990". *L'emploi et le revenu en perspective*, 11 (2), no. de produit 75-001, Statistique Canada, pp. 31-40.
- Mishel, L., J. Bernstein et J. Schmitt (2001). *The State of Working America, 2000-01*. Ithaca, NY: Cornell University Press.
- Morissette, R, J. Myles et G. Picot (1994). "Earnings Inequality and the Distribution of Working Time in Canada." *Canadian Business Economics*, Vol. 2, no. 3, pp3-6.

- Morissette, R (1995). "Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?" Document de recherche (Direction des études analytiques), no. de produit 11F0019F no. 80, Statistique Canada.
- Morissette, R., et M. Drolet (1997). "Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?" Document de recherche (Direction des études analytiques), no. de produit 11F0019F no. 104, Statistique Canada.
- OECD (1995). "Employment Outlook, July 1995". Organization for Economic Co-operation and Development.
- OECD (1997). "Employment Outlook, July 1997". Organization for Economic Co-operation and Development.
- OECD (2001a). "Employment Outlook, July 2001". Organization for Economic Co-operation and Development.
- OECD (2001b). "Activities of the working party on employment and unemployment statistics -- estimates of annual hours actually worked in OECD countries". *Directorate for Science, Technology and Industry - DSTI/EAS/IND/SWP(2001)16*.
- Osberg, L. (1995). "The Equity/Efficiency Tradeoff in Retrospect". *Canadian Business Economics*, 3, 5-20.
- Osberg, L. (2001). "Labour Supply and Inequality Trends in the U.S.A. and Elsewhere". Paper presented at CSLS/IRPP Conference on "Linkages between Economic Growth and Inequality".
- Picot, G. (2001). "Working Time, Wages and Earnings Inequality among Men and Women in Canada, 1981-1999", in *Working Time in Comparative Perspective. Volume 1*. Ging Wong and Garnett Picot (eds.), W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan.
- Picot, G. et A. Heisz (2000). "The performance of the 1990s Canadian Labour Market". *Canadian Public Policy*, 26 (1 Suppl.).
- Riddell, W. C., et A. Sharpe (1998). "The Canada-US Unemployment Rate Gap: An Introduction and Overview". *Canadian Public Policy*, XXIV:Sup:1-37.
- Rones, P.L., R.E. Ilg et J.M. Gardner (1997). "Trends in hours of work since the mid-1970s". *Monthly Labor Review*, 120 (4) pp.3-14.
- Rowe, Geoff, Huan Nguyen et Michael Wolfson (2002). "Is the Time Crunch Real?" non-publié, Statistique Canada.

- Sheridan, M., D. Sunter et B. Diverty (1996). “Évolution de la semaine de travail : tendances dans les heures de travail hebdomadaires”. *Observateur économique canadien*, 9 (9), no. de produit 11-010, Statistique Canada, pp. 3.1 – 3.21.
- Shields, Margot (2000). “Les longues heures de travail et la santé”, *L’emploi et le revenu en perspective*, 12 (1), no. de produit 75-001, Statistique Canada, pp. 53-62.
- Var Ark, Bart. (1998) “Annual Working Hours in the United States: Which Measure Should be Used for International Comparison?”. Mimeo, Groningen Growth and Development Centre, U. of Groningen. July.
- Wells, J.S., J. Baldwin et J.-P. Maynard (1999). “Croissance de la productivité au Canada et aux États-Unis”. *Observateur économique canadien*, 12 (9), no. de produit 11-010, Statistique Canada, pp. 3.1 – 3.9.
- Wolfson, M.C. et B.B. Murphy (1998). “New Views on Inequality Trends in Canada and the United States”. *Monthly Labor Review* 121 (4), pp.3-20.