



## **Comment obtenir d'autres renseignements**

Veillez communiquer avec les Services à la clientèle, Division de la statistique du revenu, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 ((613) 951-7355; (888) 297-7355: [revenu@statcan.ca](mailto:revenu@statcan.ca)).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

<b>Service national de renseignements</b>	<b>1 800 263-1136</b>
<b>Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants</b>	<b>1 800 363-7629</b>
<b>Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt</b>	<b>1 800 700-1033</b>
<b>Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt</b>	<b>1 800 889-9734</b>
<b>Renseignements par courriel</b>	<b><a href="mailto:infostats@statcan.ca">infostats@statcan.ca</a></b>
<b>Site Web</b>	<b><a href="http://www.statcan.ca">www.statcan.ca</a></b>

## **Renseignements sur les commandes et les abonnements**

Le produit n° 75F0002MIF2004009 au catalogue est gratuit sur Internet. Les utilisateurs sont priés de se rendre à [http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research\\_f.cgi](http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research_f.cgi).

## **Normes de service à la clientèle**

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.



Statistique Canada  
Division de la statistique du revenu

## Série de documents de recherche - Revenu

# Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle : un examen approfondi des travailleurs à temps plein, toute l'année 1996-2001

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004

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.

Août 2004

N° 75F0002MIF2004009 au catalogue

ISSN:

ISBN:

Périodicité : Irrégulier

Ottawa

This publication is available in English upon request (Catalogue no. 75F0002MIE)

---

### Note de reconnaissance

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

## **Remerciements**

L'auteure tient à remercier Claude Dionne, Marie Drolet, Gaétan Garneau, Phil Giles, Yves Lafortune, Jane Lin, Sylvie Michaud, Boris Palameta et Willa Rea (Statistique Canada) ainsi que Patrice de Broucker et Ron Saunders (Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques) pour leurs observations concernant la méthodologie ou les versions antérieures du document.

## Table des matières

Faits saillants.....	6
1. Introduction.....	8
2. Source de données et échantillon.....	10
3. Méthodologie.....	11
3.1 Définitions.....	11
3.2 Modèles de régression logistique.....	14
4. Résultats.....	16
5. Résumé et conclusion.....	21
Documents consultés.....	23
Tableau 1 Probabilité de faibles salaires horaires en 1996.....	24
Tableau 2 Probabilité de l'ascension professionnelle entre 1996 et 2001.....	25

## Faits saillants

Les hommes qui ont occupé à temps plein un emploi peu rémunéré pendant toute l'année 1996 étaient proportionnellement presque trois fois plus susceptibles que les femmes dans la même situation à avoir accédé à un emploi mieux rémunéré en 2001. Les chances d'accéder à un emploi mieux rémunéré étaient de 73 % pour les hommes et de 28 % pour les femmes. Bien que n'ayant qu'un peu plus de chances que les hommes d'avoir un emploi peu rémunéré en 1996, les femmes étaient considérablement plus nombreuses, toutes proportions gardées, à gagner peu en 2001. Cette étude, qui s'appuie sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, dresse le portrait des travailleurs canadiens peu rémunérés.

L'analyse, qui saisit les travailleurs à plein temps ayant travaillé toute l'année, définit une population d'étude homogène. Elle fait le point sur une étude antérieure qui englobait également les travailleurs à temps partiel et les travailleurs n'ayant travaillé qu'une partie de l'année. Dans l'étude antérieure, la différence entre les sexes quant à la probabilité d'échapper au travail peu rémunéré n'était pas aussi marquée.

Les personnes ayant un salaire horaire de moins de 10,95 \$ à la fin de 1996 ont été comptées comme travailleurs peu rémunérés. On a considéré que le travailleur peu rémunéré en 1996 avait avancé si son salaire horaire en 2001 était d'au moins 13,26 \$. Ce niveau est d'environ 10 % plus élevé que le seuil de faible revenu de Statistique Canada en 2001 pour une famille de deux personnes vivant dans une région urbaine d'au moins un demi-million d'habitants.

Chose qui n'a pas de quoi surprendre, les travailleurs de moins de 25 ans (hommes et femmes) avaient proportionnellement plus de chance d'avancer que ceux de 25 à 44 ans. Ces jeunes travailleurs finissent leurs études et débent leur carrière. Le fait d'avoir des enfants d'âge préscolaire en 1996 était également un prédicteur de l'ascension vers un travail mieux rémunéré pour les travailleurs de tout âge.

Comme on aurait pu s'y attendre, les plus instruits risquaient moins d'être peu rémunérés. Mais, s'ils l'étaient, ils avaient de meilleures chances d'avancer. Pour les titulaires d'un diplôme universitaire, la probabilité de connaître une ascension professionnelle était de 81 %, comparativement à 46 % pour les personnes ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur d'études. Le fait de détenir un diplôme universitaire supprimait toutes les différences entre les sexes quant à la probabilité d'être peu rémunéré. Les limites des données n'ont pas permis une analyse distincte de la mobilité ascendante des hommes et des femmes.

Les travailleurs dans les professions reliées aux services avaient moins de probabilité que le personnel de bureau d'échapper à leur emploi peu rémunéré. Les services comprennent les services de préparation d'aliments et de boissons, les services de protection, les services à l'enfance et de soutien à domicile, et les services dans les secteurs du voyage et de l'hébergement ou des loisirs.

Les secteurs d'activité offrant la meilleure chance d'ascension professionnelle comprenaient la production de biens, les services aux entreprises, professionnels et scientifiques, et les services publics. Les moyennes et grandes entreprises syndiquées étaient les meilleures.

Compte tenu de ces caractéristiques de l'emploi, les travailleurs auraient-ils avantage à changer d'emploi? L'étude a révélé qu'un simple changement d'emploi, même le passage d'un lieu de travail non syndiqué à un lieu de travail syndiqué, n'augmentait pas la probabilité d'ascension

travail non syndiqué à un lieu de travail syndiqué, n'augmentait pas la probabilité d'ascension professionnelle. Cependant, on observe que, le passage à une plus grande entreprise augmentait la probabilité de sortir de l'emploi peu rémunéré.

Cette étude fait le point sur deux études antérieures de Statistique Canada intitulées « Quitter le bas de l'échelle salariale, 1996 à 2001 » publiée dans *Le Quotidien* du 26 mars 2004 et « La mobilité ascendante des bas salariés au Canada, 1993-1995 » publiée dans *Le Quotidien* du 17 juin 1998.

## 1. Introduction

Selon « Le profil changeant de la population active du Canada », qui est fondé sur des données du Recensement de 2001, l'un des trois principaux facteurs qui ont façonné la main-d'œuvre au Canada entre 1991 et 2001 a été la « demande accrue de main-d'œuvre qualifiée en réponse à l'émergence des technologies de pointe ». Parmi les 15,6 millions de personnes faisant partie de la population active, plus de 2,5 millions exerçaient des professions hautement qualifiées qui requièrent habituellement des études universitaires. Il s'agit d'une croissance de 33 % par rapport à 1991, ce qui est trois fois plus rapide que la croissance totale de la population active. (Statistique Canada, 2003b)

La hausse continue de la représentation des femmes figurait aussi parmi les autres caractéristiques importantes de la population active entre 1991 et 2001. Le nombre de femmes au sein de la population active a crû deux fois plus rapidement que celui des hommes entre 1996 et 2001, augmentant de 13,8 % pour atteindre 7,3 millions. (Le nombre d'hommes a crû de 6,0 %, totalisant 8,3 millions.) En 2001, on comptait 884 400 femmes de plus qu'en 1991 dans la population active. Les femmes représentaient ainsi les deux tiers de la croissance totale de 1,3 million de la population active. Leur part de la population active s'est donc accrue de 45,0 % à 46,7 % entre 1991 et 2001. (Statistique Canada, 2003b)

Les femmes continuent de faire des progrès sur le marché du travail en regard de facteurs susceptibles d'améliorer leurs salaires et leur statut par rapport aux hommes. Par exemple, elles sont de plus en plus présentes dans des domaines traditionnellement dominés par les hommes et continuent d'accroître leur niveau d'instruction, leur niveau de compétence et leur expérience de travail par rapport aux hommes (Drolet, 1999).

Malgré ces progrès, on observe encore un écart salarial que diverses études n'ont pas réussi à expliquer. Le fait que les femmes continuent de gagner environ 84 % à 89 % de la rémunération des hommes, même après neutralisation de plusieurs variables clés, demeure un important sujet d'étude (Drolet, 1999).

Qu'est-ce que cela signifie pour les travailleurs peu rémunérés? Les changements qui ont touché la population active ont-ils fait en sorte que certains travailleurs, et plus particulièrement les femmes, sont plus susceptibles d'être prisonniers d'emplois peu rémunérés?

Des études antérieures portant sur la faible rémunération et la mobilité ascendante ont révélé que les écarts entre les sexes étaient en partie attribuables à des caractéristiques individuelles comme l'âge et le niveau d'instruction ou à des caractéristiques de l'emploi comme le secteur d'activité et la profession (Drolet et Morissette, 1998; Janz, 2004). Ces études utilisaient les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour analyser les faibles salaires hebdomadaires des travailleurs à temps partiel et à temps plein. Le présent article repose aussi sur les données de l'EDTR de 1996 et 2001. Mais, contrairement aux études antérieures, il porte uniquement sur les travailleurs à temps plein toute l'année et tient compte des salaires horaires.



Pourquoi mettre l'accent uniquement sur les travailleurs à temps plein, toute l'année? Le fait d'étudier à la fois les travailleurs à temps plein et à temps partiel présente un inconvénient, car les gens peuvent travailler à temps partiel pour différentes raisons. On peut présumer que les politiques ont des conséquences différentes pour les personnes qui travaillent à temps partiel par choix et pour celles qui sont forcées d'accepter un travail à temps partiel.

L'inclusion des travailleurs à temps partiel présente un autre inconvénient, soit le lien entre les écarts hommes-femmes et le travail à temps partiel. Dans l'étude de Janz (2004), les travailleurs à temps partiel étaient surtout des femmes (87 %). D'autres études ont révélé que les femmes mariées étaient proportionnellement plus nombreuses à travailler à temps partiel que leurs homologues masculins, ce qui s'explique en partie par la difficulté que présente la conciliation des obligations familiales et du travail (Drolet, 2001). La présente étude ne prétend pas brosser un tableau de l'ensemble des travailleurs peu rémunérés, puisqu'elle porte uniquement sur les travailleurs à temps plein, toute l'année.

Pourquoi utiliser la rémunération horaire? Un autre problème méthodologique relevé dans les études de Drolet et Morissette (1998) et de Janz (2004) tient au fait que la mesure de la faible rémunération portait sur les faibles salaires *hebdomadaires*. Or, pour étudier les écarts salariaux entre les sexes, les taux de rémunération horaires constituent habituellement une mesure beaucoup plus fiable, car il n'est pas certain que les salaires hebdomadaires correspondent à un même nombre d'heures de travail pour les hommes et pour les femmes (Drolet, 1999).

L'étude actuelle porte sur les écarts entre les sexes chez les travailleurs à temps plein, toute l'année qui touchaient de faibles salaires horaires dans leur emploi principal en 1996 et vise à déterminer si ces mêmes personnes occupaient toujours un emploi peu rémunéré en 2001.

## 2. Source de données et échantillon

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) a servi à étudier les questions de recherche posées dans le présent article. Cette enquête-ménage longitudinale permet d'examiner l'évolution des salaires, y compris des renseignements sur les transitions et sur la durée de l'emploi peu rémunéré. Le recours à une enquête longitudinale comme l'EDTR (comparativement à une enquête transversale) offre un avantage important, car nous pouvons mieux comprendre la dynamique de l'enjeu (en ce sens que nous pouvons savoir qui s'échappe d'un emploi peu rémunéré et qui y reste prisonnier).

Le premier panel de l'EDTR a commencé en janvier 1993 et les répondants ont été suivis pendant six ans. Un deuxième panel de répondants sur six ans a fait l'objet d'une collecte de données en 1996 et ces répondants ont été suivis jusqu'en 2001 (Statistique Canada, 2003a). Seulement les données de ce deuxième panel ont servi à la présente étude.

La population cible de l'EDTR comprend tous les Canadiens, sauf ceux qui vivent au Yukon, au Nunavut ou dans les Territoires du Nord-Ouest, les résidents d'institutions (sauf ceux qui y résident pendant moins de six mois), les personnes vivant dans des réserves indiennes et les membres à temps plein des Forces armées canadienne vivant dans une caserne. Chaque panel était composé d'un échantillon d'environ 15 000 ménages (à peu près 31 000 adultes âgés de 16 ans et plus).

### **Définition de la population cible dans l'étude actuelle**

Pour les besoins du présent article, on a examiné deux groupes. Dans les deux groupes, on a tenu compte uniquement de l'emploi principal de la personne (celui auquel elle a consacré le plus grand nombre d'heures au cours de l'année).

#### ***Premier groupe (travailleurs)***

Premièrement, on a dressé le profil des travailleurs à temps plein, toute l'année. On a restreint l'échantillon de manière à inclure :

- les répondants longitudinaux (panel 2), qui avaient répondu à l'enquête en 1996 et en 2001;
- ceux qui ont déclaré que leur principale activité consistait à travailler à temps plein, toute l'année (chaque semaine de l'année et plus de 130 heures par mois) à un emploi ou dans une entreprise en 1996 et 2001 (ce qui exclut les retraités et les personnes qui étudiaient à temps plein ou dont la principale activité consistait à étudier);
- les répondants âgés de 16 à 50 ans en 1996 (de 21 à 55 ans en 2001).

Les travailleurs rémunérés qui n'ont pas déclaré de salaire ni d'heures de travail (dans leur emploi principal) en 1996 et en 2001 et ceux qui étaient en congé toute l'année étaient exclus de l'échantillon. Ceux qui travaillaient dans les secteurs de l'agriculture, de la pêche ou du trappage ou qui étaient travailleurs indépendants en 1996 ou en 2001 étaient également exclus.

#### ***Deuxième groupe (travailleurs peu rémunérés)***

Deuxièmement, pour examiner la mobilité ascendante des travailleurs peu rémunérés, on a ajouté un critère de sélection à la liste susmentionnée : les répondants devaient être définis

comme ayant de faibles salaires horaires (voir *Définitions*) en 1996 pour faire partie de cet échantillon.

### 3. Méthodologie

#### 3.1 Définitions

**À temps plein, toute l'année** : une personne travaille toute l'année ou une partie de l'année selon sa situation annuelle au regard de l'activité. Elle doit être occupée toutes les semaines de l'année pour être considérée comme un travailleur toute l'année. Une personne travaille à temps plein ou à temps partiel selon le nombre mensuel d'heures travaillées dans tous ses emplois. Elle doit travailler plus de 130 heures par mois pour être considérée comme un travailleur à temps plein.

Pour distinguer les travailleurs à temps plein, toute l'année, on a utilisé la variable « scsum28 », soit la situation annuelle du travailleur au regard de l'activité, tous ses emplois confondus. Puis, on a retenu l'emploi principal du travailleur (celui auquel il a consacré le plus grand nombre d'heures). Les chercheurs utilisent généralement cette méthode pour identifier les travailleurs à temps plein toute l'année. Notons que la situation annuelle d'un travailleur au regard de l'activité pouvait être à temps plein, toute l'année, alors que son emploi principal était à temps partiel. De plus, les travailleurs qui travaillaient à temps plein mais qui ne travaillaient pas toute l'année sont exclus.

**Salaires** : salaire horaire versé en à un employé à la fin de l'année de référence ou à la fin de l'emploi si celui-ci a pris fin pendant l'année de référence. Le montant comprend les pourboires, les primes et les commissions.

**Emploi peu rémunéré ou faibles salaires horaires** : déterminés à partir du seuil de faible revenu (SFR) avant impôt d'une famille de deux personnes vivant dans un milieu urbain qui compte au moins un demi million d'habitants. Morissette et Bérubé (1996) ont défini ce SFR après avoir découvert en 1995 que 20 % des travailleurs masculins âgés de 25 à 54 ans gagnaient moins de 21 073 \$ par année. Ce montant correspond à peu près au SFR avant impôt de 1993 pour une famille de deux personnes vivant dans un milieu urbain comptant au moins un demi million d'habitants, soit 20 603 \$. On a donc retenu ce SFR (pour une famille de deux personnes vivant en milieu urbain) parce qu'il correspond à peu près à ce que gagnaient les hommes « peu rémunérés » (tranche inférieure de 20 %).

Il convient de préciser que la publication *Le revenu au Canada* (75-202 au catalogue) recommande d'utiliser le SFR *après* impôt dans les publications parce qu'il tient compte de l'impôt sur le revenu et des transferts, deux méthodes de redistribution du revenu. Toutefois, nous utilisons dans la présente étude un seuil *avant* impôt parce que nous examinons le revenu payé et que le seuil avant impôt reflète mieux la rémunération des travailleurs.

Pour calculer le seuil du « travail peu rémunéré », on a divisé le SFR indiqué (pour 1996 c'était 21 414 \$) par 52,14 (semaines par année) = 410,70 \$ par semaine. On a calculé les faibles

salaires horaires en divisant 410,70 \$ par 37,5 heures par semaine = 10,95 \$ l'heure. Les personnes dont les salaires horaires étaient inférieurs à 10,95 \$ ont été classées comme des travailleurs peu rémunérés.

On aurait pu utiliser aussi bien 40 que 37,5 heures par semaine. Par exemple, en examinant le nombre moyen d'heures par semaine travaillées en décembre (la variable qui nous intéresse dans la présente étude), on constate dans la répartition que le nombre d'heures culminait à 37,5 ainsi qu'à 40 heures. Deuxièmement, en examinant les écarts entre les sexes au chapitre du nombre moyen d'heures travaillées par semaine, on constate que la moyenne des femmes tournait autour de 37,5, alors que celle des hommes était proche de 40. Troisièmement, en examinant le nombre moyen d'heures par semaine dans les divers secteurs d'activité, on constate que ce nombre avoisinait 37,5 heures dans trois secteurs (services aux entreprises, professionnels et scientifiques, services publics et services de distribution), alors qu'il tournait autour de 40 heures dans trois autres secteurs (services de consommation, fabrication et production de biens). Comme la présente étude porte sur les travailleurs peu rémunérés, il est sans doute préférable d'utiliser 37,5 heures par semaine, quitte à surestimer légèrement la rémunération des travailleurs. Par conséquent, seuls ceux qui sont « vraiment » peu rémunérés sont compris dans l'échantillon des travailleurs peu rémunérés, alors que ceux qui constituent des cas limites ne le sont pas.

**Ascension professionnelle :** Une personne est considérée comme ayant gravi les échelons si son salaire était d'au moins 10 % supérieur au SFR de 2001 (23 551 \$) basé sur la méthode décrite ci-dessus dans la section « Emploi peu rémunéré ou faibles salaires horaires ». Autrement, elle est considérée comme n'ayant pas gravi les échelons. Si l'on a examiné la probabilité d'ascension professionnelle sur une période de cinq ans (un panel complet de répondants), c'était pour permettre aux travailleurs d'avoir la probabilité maximale d'ascension professionnelle.

Pour calculer le seuil horaire, on a divisé le SFR de 2001, soit 23 551 \$, par 52,14 semaines par année et par 37,5 heures par semaine, ce qui donne 12,05 \$ l'heure. Dans la présente étude, une personne devait donc gagner plus de  $12,05 \$ \times 1,10 = 13,26 \$$  l'heure en 2001 pour être considérée comme ayant gravi les échelons. On a utilisé la « zone tampon » de 10 % pour éviter d'inclure les personnes qui n'avaient fait qu'une transition minimale pour quitter un emploi peu rémunéré. Il importe de préciser que les SFR sont révisés selon l'IPC et qu'il est fondé sur la même année de référence 1992, qui sert de « standard » pour les seuils, permettant ainsi une comparaison au fil du temps. Le seuil d'ascension professionnelle est donc rajusté en fonction de l'inflation.

**Secteurs d'activité :** Les codes de secteur d'activité utilisés dans l'EDTR décrivent l'employeur et reposent sur le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN 1997). À l'intérieur de chaque catégorie de secteur d'activité sont représentés des emplois et leurs divers niveaux de rémunération. Pour les besoins de la présente étude, on a groupé cette variable en six catégories :

*Production de biens* – foresterie, mines, extraction de pétrole et de gaz, construction;

*Services de distribution* – services publics, commerce, transport et entreposage, information, culture et loisirs, administration publique;

*Services aux entreprises, professionnels et scientifiques* – finances, assurances, immobilier et crédit-bail, services professionnels (p. ex., avocats, comptables), scientifiques et techniques (p. ex., conception de systèmes informatiques);

*Services de consommation* – gestion, administration et autres services de soutien, hébergement et services de restauration, autres services;

*Services publics* – éducation, santé et services sociaux, administration publique;

*Fabrication* – industries manufacturières (p. ex., aliments, vêtements et autres produits manufacturés)

**Professions** : Le groupement de professions est selon l'emploi du répondant à la fin de l'année de référence. Les principaux groupes ont été définis à l'aide de la Classification type des professions (CTP 1981). Chaque catégorie professionnelle représente des emplois avec des niveaux de rémunération divers. Pour la présente étude, nous avons retenu cinq professions :

*Professionnels, gestionnaires, scientifiques* – gestion et autres professions; sciences naturelles, techniques et mathématiques; sciences sociales; enseignants et personnel assimilé; personnel médical; techniciens de la santé et travailleurs assimilés; domaines artistiques et culturels; loisirs et sports;

*Personnel de bureau* – personnel administratif et travailleurs assimilés (p. ex., commis, sténographes, tenue de livres, traiteurs de données, opérateurs de machines de traitement de données, et magasiniers, réceptionnistes, préposés à l'information, messagers et superviseurs);

*Ventes* – travailleurs spécialisés dans la vente (p. ex., vente de gros, vente de détail, technique, assurance, immobilier), vendeurs de détail, caissiers, superviseurs;

*Services* – travailleurs spécialisés dans les services de préparation d'aliments et de boissons (p. ex., chefs, cuisiniers), dans les services de protection, techniciens de services à l'enfance et de soutien à domicile, professions dans les secteurs du voyage et de l'hébergement ou des loisirs et du sport;

*Travail manuel* – travailleurs en usine; superviseurs; traiteurs d'aliments, de boissons et de textiles; métiers spécialisés; mineurs et carrières; fabrication de produits; travailleurs spécialisés dans le montage et la réparation; métiers de la construction; personnel d'exploitation des transports; manutentionnaires et travailleurs assimilés.

## Variables liées aux transitions :

*Changement d'employeur* – le travailleur n'occupait pas le même emploi principal en 2001 qu'en 1996.

*Changement de statut syndical* – les travailleurs n'étaient pas visés par une convention collective et n'étaient pas employés par une entreprise syndiquée en 1996, mais ils étaient visés par une convention collective ou étaient passés à une entreprise syndiquée en 2001.

*Changement de la taille de l'entreprise* – les travailleurs étaient employés par une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) en 1996, mais ils étaient passés à une grande entreprise (500 travailleurs et plus) ou leur entreprise agrandit à 500 travailleurs et plus en 2001.

## 3.2 Modèles de régression logistique

La régression logistique permet d'estimer la probabilité qu'un résultat donné survienne en fonction de plusieurs variables explicatives.

Dans le premier modèle de régression, le résultat est le fait que la personne touchait ou non de faibles salaires horaires en 1996. Dans le deuxième ensemble de modèles de régression, le résultat est le fait qu'en 2001, les personnes qui étaient peu rémunérées en 1996 avaient quitté ou non leur emploi peu rémunéré.

Bien que le résultat soit fonction de plusieurs variables prédictives, nous pouvons comparer la probabilité d'un résultat donné entre des personnes qui sont identiques à tous les égards, sauf un. Par exemple, on peut comparer la probabilité d'une faible rémunération entre des hommes et des femmes identiques sur les plans de l'âge, du niveau d'instruction, de la présence d'enfants d'âge préscolaire, de la région de résidence, de la profession, du secteur d'activité, de la taille de l'entreprise et du statut syndical. On peut ainsi examiner la relation entre chaque variable explicative et le résultat en maintenant toutes les autres variables constantes. On calcule une statistique chi carré de Wald pour chaque variable explicative afin de déterminer si une fluctuation de la variable est liée à une augmentation ou à une diminution significative de la probabilité du résultat.

On a calculé trois modèles de régression distincts de la faible rémunération : un pour les deux sexes, un pour les hommes et un pour les femmes (voir le tableau 1). Ces trois modèles comprenaient des contrôles :

- (i) des **caractéristiques des travailleurs** mesurées en 1996, soit l'âge, le niveau d'instruction, une variable d'interaction pour la composition de la famille et le sexe, la présence d'enfants d'âge préscolaire, et la région;
- (ii) des **caractéristiques de l'emploi** mesurées en 1996, soit la profession, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise et le statut syndical. Ces modèles ne comprenaient pas la variable de contrôle « nombre d'années d'expérience de travail », car l'âge et

le nombre d'années d'expérience de travail étaient en étroite corrélation :  $r = 0,60$ ,  $p < 0,0001$  (en utilisant des poids normalisés) surtout pour les hommes.

Compte tenu du nombre de travailleurs ayant quitté un emploi faiblement rémunéré entre 1996 et 2001, il était statistiquement impossible de calculer séparément des modèles de régression logistique multidimensionnels pour les hommes et pour les femmes en raison de la petite taille de l'échantillon. On a donc élaboré un modèle de régression de la mobilité ascendante (voir le tableau 2) comprenant des contrôles des variables ci-dessus, ainsi que :

- (iii) des **variables liées aux transitions**, soit le changement d'employeur, le changement de statut syndical (de non syndiqué en 1996 à syndiqué en 2001) et le changement de la taille de l'entreprise, de petite (moins de 20 travailleurs) en 1996 à grande (500 travailleurs et plus) en 2001.

On a utilisé les poids « bootstrap » pour tenir compte de la conception complexe de l'enquête et les probabilités présentées dans les tableaux 1 et 2 ont été calculées en fonction des valeurs moyennes des variables explicatives.

## 4. Résultats

### **Les travailleurs canadiens avaient une probabilité de faible rémunération de 14 % en 1996 et environ la moitié avaient la possibilité de quitter un emploi peu rémunéré au bout de cinq ans**

En décembre 1996, les Canadiens qui travaillaient à temps plein toute l'année avaient une probabilité de 14 % de toucher de faibles salaires *horaires*, soit moins de 10,95 \$ l'heure (tableau 1). Les travailleurs avec les emplois peu rémunérés avaient une possibilité de 53 % d'une ascension professionnelle pour 2001. Pour gravir les échelons, un travailleur devait gagner plus de 13,26 \$ l'heure (tableau 2).

Par comparaison avec une étude antérieure (Janz, 2004), les travailleurs visés par l'étude actuelle qui exclut les travailleurs à temps partiel étaient environ deux fois moins nombreux à être peu rémunérés (14 % contre 26 %). Toutefois, la probabilité d'ascension professionnelle était semblable dans les deux cas (53 % dans l'étude actuelle et 47 % dans l'étude antérieure).

### **Les femmes étaient plus susceptibles d'être peu rémunérées et moins susceptibles de gravir les échelons que les hommes peu rémunérés**

Tant dans l'étude de Janz (2004) que dans l'étude actuelle, les femmes étaient significativement beaucoup plus nombreuses à être peu rémunérées et moins nombreuses à bénéficier de la mobilité ascendante. Dans l'étude actuelle, toutefois, l'exclusion des travailleurs à temps partiel semblait réduire les écarts entre les hommes et les femmes au chapitre de la faible rémunération. En effet, dans l'étude antérieure (Janz, 2004), la probabilité de faible rémunération était de 19 % chez les hommes, contre 34 % chez les femmes (un écart de 15 points de pourcentage). Dans l'étude actuelle, toutefois, la probabilité de faible rémunération était de 12 % chez les hommes, contre 19 % chez les femmes (un écart de 7 points de pourcentage). Un examen approfondi permettra de mieux comprendre ces écarts entre les sexes.

Malgré la réduction des écarts, la probabilité de mobilité ascendante était toujours plus de deux fois plus élevée chez les hommes que chez les femmes (73 % contre 28 % dans l'étude actuelle; 72 % contre 32 % dans l'étude antérieure). Ces écarts entre les sexes persistaient même si plusieurs variables importantes étaient maintenues constantes, soit l'âge, le niveau d'instruction, la profession et le secteur d'activité. Il convient de souligner que la petite taille de l'échantillon n'a pas permis l'élaboration de modèles distincts de la mobilité ascendante pour les hommes et pour les femmes. (Voir le point 3.2 Modèles de régression logistique.)

### **Les jeunes travailleurs étaient les plus portés à gravir les échelons**

La probabilité de faible rémunération était la plus grande chez les jeunes travailleurs âgés de 16 à 24 ans (tableau 1), ce qui est fort probablement attribuable à leurs niveaux relativement faibles d'expérience de travail et d'ancienneté dans l'emploi. Pour l'ensemble des travailleurs, la probabilité de faible rémunération était d'environ 50 %. Elle n'était que d'environ 15 % chez les travailleurs un peu plus âgés (de 25 à 34 ans) et se maintenait à ce niveau chez les travailleurs plus âgés.



Quant à la probabilité de mobilité ascendante, elle était la plus forte (près de 70 %) chez les travailleurs les plus jeunes (de 16 à 24 ans) (tableau 2). Il n'est pas étonnant que la probabilité d'ascension professionnelle soit forte chez les plus jeunes travailleurs – après tout, à cet âge, ils terminent leurs études et commencent leur carrière.

### **Le niveau d'instruction fait une différence**

Comme il fallait s'y attendre, les personnes plus scolarisées étaient moins susceptibles d'être peu rémunérées. Si elles l'étaient, elles étaient plus susceptibles de connaître une ascension professionnelle. Pour les personnes titulaires d'un diplôme universitaire, la probabilité d'être peu rémunérées était de 8 %, comparativement à 21 % pour les personnes ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur d'études. Pour les titulaires d'un diplôme universitaire, la probabilité de connaître une ascension professionnelle était de 81 %, comparativement à 46 % pour les personnes ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur d'études. Le fait de détenir un diplôme universitaire supprimait toutes les différences entre les sexes quant à la probabilité d'être peu rémunéré. Les limites des données n'ont pas permis une analyse distincte de la mobilité ascendante des hommes et des femmes.

### **Les hommes sans jeunes enfants étaient plus susceptibles d'être peu rémunérés que les pères de jeunes enfants**

En général, les travailleurs à temps plein, toute l'année qui avaient des enfants d'âge préscolaire (de 0 à 5 ans) étaient significativement beaucoup moins nombreux à être peu rémunérés (11 %) et plus nombreux à gravir les échelons (69 %) que leurs homologues sans enfants. On pourrait croire que cette situation est en partie attribuable à l'âge, car la plupart des pères de jeunes enfants avaient entre 25 et 44 ans, mais il importe de retenir que l'effet persiste même lorsqu'on neutralise l'âge dans le modèle.

Fait intéressant, la présence de jeunes enfants n'avait pas la même incidence sur la probabilité de faible rémunération des hommes et sur celle des femmes. Cette probabilité était plus grande chez les hommes sans enfants d'âge préscolaire (15 %) que chez les pères d'enfants d'âge préscolaire (9 %). Si la tendance paraît semblable chez les femmes, la présence de jeunes enfants n'avait pourtant pas d'incidence significative sur leur faible rémunération.

Comment expliquer cette différence? Peut-être les chiffres reflètent-ils les priorités différentes des hommes et des femmes ayant de jeunes enfants. Une étude a révélé qu'en moyenne, dans les familles à deux soutiens, les hommes consacraient plus de temps au travail rémunéré alors que les femmes consacraient environ deux fois plus de temps aux soins des enfants (Lynn et Todoroff, 1995). Dans une étude future, il conviendrait de se demander si ces priorités différentes accordées au travail rémunéré et au travail non rémunéré sont liées aux écarts observés entre la faible rémunération des hommes et celles des femmes.

## **Les femmes étaient plus susceptibles d'être peu rémunérées dans les occupations des services et du travail manuel**

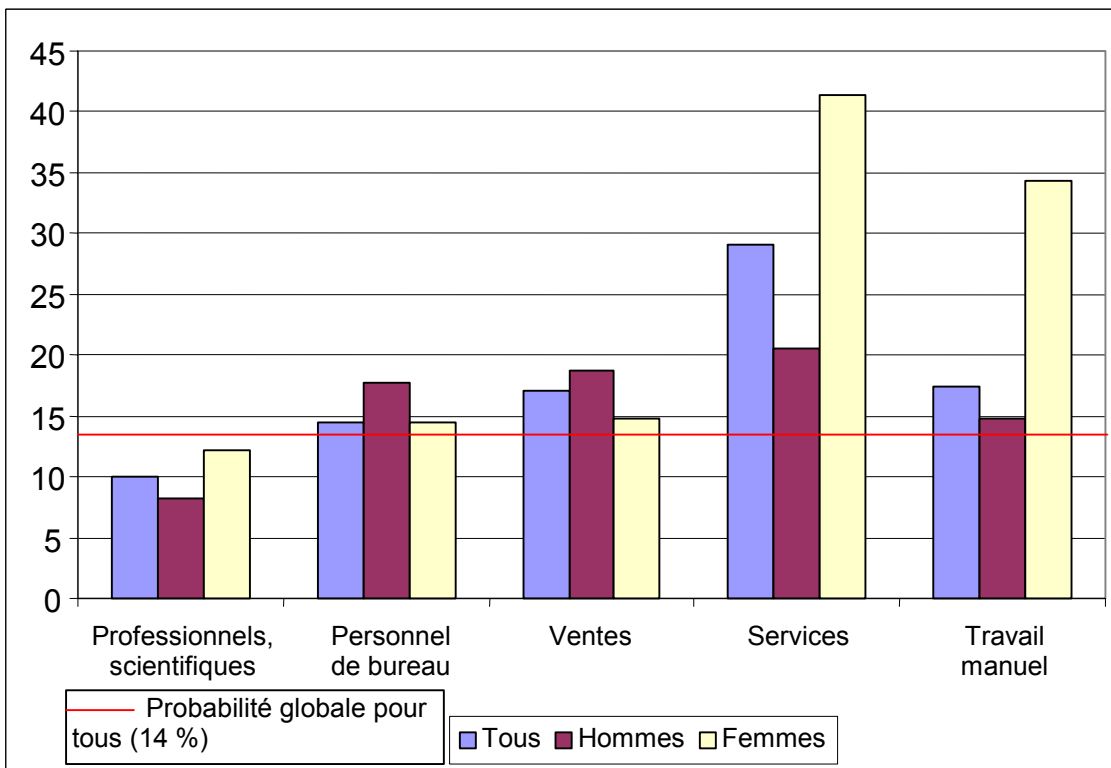
Les femmes étaient à peu près deux fois plus susceptibles que les hommes de toucher de faibles salaires horaires lorsqu'elles travaillaient dans les catégories professionnelles « services » et « travail manuel » (graphique 1). (Dans les trois autres catégories professionnelles, les écarts entre les hommes et les femmes n'étaient pas significatifs.) En outre, la probabilité de faible rémunération des femmes était beaucoup plus grande dans les secteurs du travail manuel et des services que dans toutes les autres catégories professionnelles (tableau 1).

Il existe un autre écart intéressant entre les sexes en ce qui concerne les secteurs du travail manuel et du travail de bureau et les tendances de la faible rémunération. En effet, contrairement aux femmes, les hommes exerçant un travail manuel n'étaient pas significativement plus susceptibles que leurs homologues effectuant un travail de bureau de toucher un faible salaire horaire. Du point de vue des salaires horaires, il semble donc beaucoup plus avantageux pour les femmes d'effectuer du travail de bureau que d'exercer un travail manuel, alors que la différence est minime dans le cas des hommes.

Toutefois, les meilleures professions permettant d'éviter de recevoir de faibles salaires sont celles des professionnels, des gestionnaires et des scientifiques. Lorsque les hommes et les femmes ont été considérés séparément, cela demeure vrai chez les hommes. Chez les femmes, la probabilité d'être faiblement rémunérées dans ce groupe professionnel n'était pas significativement différente de la probabilité du personnel de bureau. Notons que le personnel de bureau peut inclure un rôle de superviseur.

La probabilité de connaître une mobilité ascendante était de 70% pour les hommes et les femmes dans les professions de professionnels, de gestionnaires, de scientifiques ou de travail de bureau, mais seulement d'environ 20% pour les professions reliées aux services.

**Graphique 1. Les femmes étaient plus susceptibles d’être peu rémunérées dans les professions du travail manuel et des services**



**Les emplois les mieux rémunérés étaient ceux du secteur de la production de biens pour les hommes et ceux du secteur des services aux entreprises, professionnels et scientifiques pour les femmes**

En général, les travailleurs étaient plus nombreux à toucher de faibles salaires horaires dans les secteurs de la fabrication, des services de distribution et des services de consommation. Il faut préciser qu’il existe des emplois bien rémunérés et des emplois peu rémunérés dans tous les secteurs d’activité. Chez les hommes, le secteur de la production de biens se démarquait de tous les autres en offrant les emplois les mieux rémunérés : la probabilité de faible rémunération n’y était que de 5 %, soit environ trois fois moins que la moyenne de celles des autres secteurs d’activité. La tendance était très différente chez les femmes : avec une probabilité de faible rémunération de 9 %, c’est le secteur des services aux entreprises, des professionnels et des scientifiques qui offrait les emplois les mieux rémunérés (tableau 1).

Dans l’ensemble, les travailleurs des secteurs de la production de biens, des services aux entreprises, professionnels et scientifiques ainsi que des services publics avaient la plus faible probabilité d’être peu rémunérés. Les travailleurs de ces trois secteurs bénéficiaient aussi de la plus forte probabilité d’ascension professionnelle.

## **Vaut-il mieux garder le même emploi ou en changer?**

Les travailleurs peu rémunérés et moins susceptibles de gravir les échelons étaient habituellement employés par de petites entreprises non syndiquées. Les travailleurs à temps plein, toute l'année des grandes entreprises étaient plus de deux fois plus nombreux à gravir les échelons (79 %) que ceux des petites entreprises comptant moins de 20 employés (34 %).

Compte tenu de ces caractéristiques de l'emploi et des tendances de la faible rémunération, les travailleurs auraient-ils avantage à changer d'emploi? En général, le changement d'employeur n'augmentait pas significativement la mobilité ascendante, mais certains types de changement d'emploi jouaient un rôle important (tableau 2). En effet, le changement d'employeur ou de statut syndical ne contribuait pas de façon significative à la mobilité ascendante. Toutefois, le fait de passer d'une petite entreprise (moins de 20 employés) en 1996 à une grande entreprise (plus de 500 employés) en 2001 constituait un important prédicteur de mobilité ascendante.

Ces constatations sont très semblables à celles de l'étude antérieure, qui englobait les travailleurs à temps partiels ou pour une partie de l'année (Janz, 2004). La seule différence est que lorsque l'échantillon comprenait ces travailleurs, les travailleurs peu rémunérés qui passaient d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué bénéficiaient davantage de la mobilité ascendante. Ce type de changement n'était pas significatif lorsqu'on étudiait uniquement les travailleurs à temps plein, toute l'année.

Comme les études antérieures sur la faible rémunération et sur la mobilité ascendante ne permettent pas de déterminer s'il est avantageux ou non de changer d'employeur et de statut syndical (Drolet et Morissette, 1998; Janz, 2004), il faudrait approfondir la recherche sur ce sujet. Comme le changement d'emploi était défini de façon très générale dans ce modèle, on a examiné d'autres définitions du changement d'emploi pour étudier son incidence sur la mobilité ascendante.

On a effectué une deuxième régression de la mobilité ascendante en répartissant les travailleurs qui restaient auprès du même employeur selon que 1) leurs tâches étaient différentes ou 2) leurs tâches étaient les mêmes. On a aussi effectué une troisième régression en répartissant comme suit les travailleurs qui restaient auprès du même employeur : 1) ceux dont le nombre d'heures de travail a augmenté de 5 heures et plus par semaine entre 1996 et 2001, et 2) les « autres », ceux dont le nombre d'heures de travail n'a pas augmenté d'au moins 5 heures par semaine.

Quelle que soit la méthode utilisée pour définir le changement d'emploi, les résultats indiquaient qu'il ne contribuait pas de façon significative à la mobilité ascendante du travailleur. Une étude antérieure ayant pourtant révélé que le changement d'emploi contribuait de façon significative à la mobilité ascendante (Drolet et Morissette 1998), il s'agit d'un important sujet à étudier à l'avenir. La petite taille de l'échantillon dans ces régressions de la mobilité ascendante pourrait expliquer en partie l'absence de constatations significatives concernant les variables liées au changement d'emploi.

## **Les femmes étaient moins susceptibles d'être faiblement rémunérées en Ontario, en Colombie-Britannique et au Québec, alors que la région n'avait aucune incidence sur la faible rémunération des hommes**

Comme l'ensemble des travailleurs, les femmes étaient plus susceptibles de toucher de faibles salaires horaires si elles vivaient dans les provinces de l'Atlantique (voir le tableau 1) plutôt qu'au Québec, en Ontario ou en Colombie Britannique. Inversement, chez les hommes, la région n'avait aucune incidence significative sur la faible rémunération horaire.

La province de résidence des travailleurs canadiens a également une incidence sur leur probabilité de quitter un emploi peu rémunéré (tableau 2). En Ontario et en Alberta, la probabilité pour les travailleurs de gravir les échelons était de 70%; ce qui est significativement plus probable que pour les travailleurs dans les provinces de l'Atlantique. Comme les économies régionales, le salaire minimum et les lois provinciales varient considérablement d'une province à l'autre, il est compréhensible qu'il existe des variations entre les provinces en matière de mobilité ascendante.

### **5. Résumé et conclusion**

En décembre 1996, un Canadien moyen qui travaillait à temps plein avait une probabilité de 14 % de toucher de faibles salaires horaires. En 2001, un peu plus de la moitié de ces travailleurs avaient la probabilité de quitter leur emploi peu rémunéré. Selon une étude antérieure (Janz, 2004) et l'étude actuelle, les femmes étaient significativement plus susceptibles d'être peu rémunérées et beaucoup moins susceptibles à bénéficier de la mobilité ascendante. Ce constat s'explique peut-être en partie par le fait que les femmes sont encore beaucoup plus portées à travailler à temps partiel que les hommes (Cooke-Reynolds et Zukewich, 2004) et qu'en faisant abstraction des travailleurs à temps partiel, on réduisait en partie la variabilité parmi les femmes. L'étude actuelle se penchait sur les écarts restants entre les sexes.

Les femmes peu rémunérées étaient le plus souvent jeunes (de 16 à 24 ans), possédaient au plus un diplôme d'études secondaires et vivaient dans les provinces de l'Atlantique. Les femmes avaient une plus forte probabilité de faible rémunération dans les professions des services et du travail manuel que dans les professions de bureau. Les femmes qui travaillaient dans le secteur des services de distribution, dans les petites entreprises non syndiquées (moins de 20 travailleurs), étaient aussi plus susceptibles d'être peu rémunérées.

De leur côté, les hommes peu rémunérés étaient le plus souvent jeunes (de 16 à 24 ans), possédaient au plus un diplôme d'études secondaires et vivaient dans n'importe quelle région du Canada. Les hommes avec les enfants préscolaires avaient une plus faible probabilité d'être peu rémunéré. Les hommes étaient significativement moins susceptibles d'être peu rémunérés lorsqu'ils étaient professionnels, gestionnaires ou scientifiques ou qu'ils travaillaient dans le secteur de la production de biens. Les hommes peu rémunérés avaient aussi tendance à travailler dans une petite entreprise non syndiquée.

Les travailleurs peu rémunérés qui bénéficiaient le plus de la mobilité ascendante étaient des hommes jeunes (de 16 à 24 ans) possédant un grade universitaire et ayant des enfants d'âge préscolaire. Ils avaient aussi tendance à travailler comme professionnels, gestionnaires ou scientifiques ou à effectuer un travail de bureau. Ils étaient aussi plus nombreux à travailler dans les secteurs de la production de biens, des services aux entreprises, professionnels et scientifiques et des services publics en Ontario ou en Alberta.

Les employés qui gravissaient les échelons travaillaient souvent dans des entreprises de taille moyenne ou grande ou des entreprises qui sont syndiquées. Ils étaient aussi plus susceptibles de quitter un emploi peu rémunéré s'ils passaient d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus). Les constatations relatives à la mobilité ascendante étaient généralement les mêmes que dans l'étude antérieure (Janz, 2004), sauf que le fait d'être syndiqué constituait un prédicteur significatif de mobilité ascendante uniquement lorsque l'étude tenait aussi compte des travailleurs à temps partiel.

Dans le cadre d'une étude future sur les écarts entre les sexes aux chapitres de la faible rémunération et de la mobilité ascendante, il serait avantageux d'ajouter les variables suivantes : interruptions de travail, obligations familiales, principal domaine d'études et répartition entre le travail rémunéré et le travail non rémunéré au sein d'un ménage. On pourrait résoudre la question de la taille de l'échantillon en combinant différents panels de répondants à l'EDTR.

## Documents consultés

Cooke-Reynolds, Melissa et Nancy Zukewich, 2004. « La féminisation du marché du travail », *Tendances sociales canadiennes*. Statistique Canada, n° 11-008 au catalogue.

Drolet, M., 2002. *Le « qui, quoi, quand et où » des écarts salariaux entre les hommes et les femmes*. Série sur le milieu du travail en évolution. Statistique Canada, n° 71-584-MIF au catalogue, n° 4.

Drolet, M., 1999. *L'écart persistant : nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada*. Direction des études analytiques, documents de recherche. Statistique Canada, n° 11F0019MIF au catalogue, n° 157.

Drolet, M. et Morissette, R., 1998. *La mobilité ascendante des bas salariés au Canada : 1993-1995*. Série de documents de recherche – Revenu. Statistique Canada, n° 75F0002MIF1998007 au catalogue.

Janz, Teresa A., 2004. *Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle*. Série de documents de recherche – Revenu. Statistique Canada, n° 75F0002MIF2004003 au catalogue.

Licht, M. H., 1995. « Multiple regression and correlation ». Dans L. G. Grimm et P. R. Yarnold (directeurs de publication), *Reading and Understanding Multivariate Statistics* (p. 19 à 64). Washington, DC, American Psychological Association.

Lynn, Marion et Milana Todoroff, 1995. « Women's work and family lives ». Dans Nancy Mandell (directrice de publication), *Feminist Issues: Race, Class, and Sexuality* (p. 244 à 271). Scarborough (Ontario), Prentice Hall Canada Inc.

Morissette, R. et C. Bérubé (1996) "Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada", Document de recherche no. 94, Direction des études analytiques, Statistique Canada.

Sargent, T. C. (2000). « Structural Unemployment and Technological Change in Canada, 1990-1999 », *Canadian Public Policy*, v26, ppS1069-23.

Statistique Canada, 2003a. *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu – un aperçu de l'enquête*. Statistique Canada, n° 75F0011XIF au catalogue.  
<http://dissemination.statcan.ca/english/IPS/Data/75F0011XIE.htm>.

Statistique Canada, 2003b. *Recensement de 2001, série « Analyses ». Le profil changeant de la population active du Canada*. Statistique Canada, n° 96F0030XIF2001009 au catalogue.

Statistique Canada, 2001. *Le revenu au Canada*. Statistique Canada, n° 75-202-XIF au catalogue. <http://dissemination.statcan.ca:8083/stcpubs/english/75-202-XIE/0000175-202-XIE.pdf>.

## Tableau 1 Probabilité de faibles salaires horaires en 1996

Caractéristiques en 1996	Probabilité (%)		
	Tous	Hommes	Femmes
<b>Moyenne canadienne</b>	14.2	13.0	15.2
<b>Âge</b>			
16-24 ans	51.2	49.6	55.7
25-34 ans	14.7	11.3	20.0
35-44 ans	12.2	12.4	11.3
45-50 ans	14.9	14.0	15.7
<b>Niveau d'instruction le plus élevé</b>			
École secondaire ou moins	20.5	17.1	23.9
École postsecondaire partielle (sans diplôme)	14.0	13.1	15.3
Grade universitaire	7.6	7.4	7.0
<b>Sexe</b>			
Hommes	11.8	...	...
Femmes	18.5	...	...
<b>Enfants</b>			
Enfants d'âge préscolaire	10.9	9.1	12.4 <sup>nsf</sup>
Pas d'enfants d'âge préscolaire	15.5	14.9	16.0
<b>Région</b>			
Atlantique	23.2	17.9	30.4
Québec	14.8	13.7 <sup>nsf</sup>	15.0
Ontario	12.2	11.8 <sup>nsf</sup>	11.9
Manitoba et Saskatchewan	16.9 <sup>nsf</sup>	14.7 <sup>nsf</sup>	20.5 <sup>nsf</sup>
Alberta	16.1 <sup>nsf</sup>	13.1 <sup>nsf</sup>	19.7 <sup>nsf</sup>
Colombie-Britannique	12.1	11.8 <sup>nsf</sup>	13.0
<b>Profession</b>			
Professionnels, gestionnaires, scientifiques	10.1	8.2	12.2 <sup>nsf</sup>
Personnel de bureau	14.4	17.8	14.4
Ventes	17.1 <sup>nsf</sup>	18.7 <sup>nsf</sup>	14.8 <sup>nsf</sup>
Services	29.0	20.6 <sup>nsf</sup>	41.4
Travail manuel	17.4 <sup>nsf</sup>	14.7 <sup>nsf</sup>	34.4
<b>Secteur d'activité</b>			
Production de biens	6.5	4.9	19.0 <sup>nsf</sup>
Services de distribution	19.6 <sup>nsf</sup>	16.2 <sup>nsf</sup>	24.7
Services aux entreprises, professionnels et scientifiques	8.7	10.0 <sup>nsf</sup>	9.1
Services de consommation	15.8	13.8	15.9
Services public	10.7	10.1 <sup>nsf</sup>	12.7 <sup>nsf</sup>
Fabrication	19.8 <sup>nsf</sup>	16.6 <sup>nsf</sup>	20.3 <sup>nsf</sup>
<b>Taille de l'entreprise</b>			
Moins de 20 travailleurs	19.7	17.2	23.5
De 20 à 99 travailleurs	15.5	16.6 <sup>nsf</sup>	12.7
De 100 à 499 travailleurs	11.2	9.8	12.8
500 travailleurs et plus	11.5	9.8	13.6
<b>Statut syndical</b>			
Syndiqué	10.6	9.7	11.0
Non syndiqué	18.3	16.8	19.8
<b>Échantillon pondéré ('000,000)</b>	2.6	1.6	1
<b>Échantillon non pondéré</b>	3,010	1,748	1,262

### Notes

1. L'ombrage représente le groupe de référence de la régression logistique.
2. nsf = non significativement différent de la personne de référence.
3. Une variable d'interaction entre type de famille et sexe a été calculée pour un modèle précédent. Elle n'était pas significative et fut ainsi exclue du modèle final.



**Tableau 2 Probabilité de l'ascension professionnelle entre 1996 et 2001**

Caractéristiques en 1996	Probabilité (%)
<b>Moyenne canadienne</b>	53.2
<b>Âge</b>	
16-24 ans	68.6
25-34 ans	47.7
35-44 ans	47.1
45-50 ans	62.6 <sup>nsf</sup>
<b>Niveau d'instruction le plus élevé</b>	
École secondaire ou moins	45.6
École postsecondaire partielle (sans diplôme)	55.9 <sup>nsf</sup>
Grade universitaire	80.5
<b>Sexe</b>	
Hommes	73.4
Femmes	27.5
<b>Enfants</b>	
Enfants d'âge préscolaire	68.6
Pas d'enfants d'âge préscolaire	49.4
<b>Région</b>	
Atlantique	45.2
Québec	34.9 <sup>nsf</sup>
Ontario	68.6
Manitoba et Saskatchewan	47.0 <sup>nsf</sup>
Alberta	70.3
Colombie-Britannique	50.5 <sup>nsf</sup>
<b>Profession</b>	
Professionnels, gestionnaires, scientifiques	77.3 <sup>nsf</sup>
Personnel de bureau	71.4
Ventes	42.2
Services	20.4
Travail manuel	37.8
<b>Secteur d'activité</b>	
Production de biens	84.0
Services de distribution	49.6 <sup>nsf</sup>
Services aux entreprises, professionnels et scientifiques	71.4
Services de consommation	36.4
Services public	67.8
Fabrication	49.5 <sup>nsf</sup>
<b>Taille de l'entreprise</b>	
Moins de 20 travailleurs	34.0
De 20 à 99 travailleurs	53.6
De 100 à 499 travailleurs	66.4
500 travailleurs et plus	79.0
<b>Statut syndical</b>	
Syndiqué	68.3
Non syndiqué	45.7

Continue à la page suivante...

Tableau 2 continue ...

Variables liées aux transitions (changement entre 1996 et 2001)	
	Probabilité (%)
<b>Changement d'employeur</b>	
Oui - La personne a changé d'emploi principal entre 1996 et 2001	21.6
Non - La personne occupait le même emploi principal en 1996 et en 2001.	53.6 <sup>nsf</sup>
<b>Changement de statut syndical</b>	
Non syndiqué en 1996, mais syndiqué en 2001	70.4
Autre	52.2 <sup>nsf</sup>
<b>Changement de la taille de l'entreprise</b>	
Une petite entreprise (< 20) en 1996, mais dans une grande entreprise (500 +) en 2001	77.6
Autre	50.5
<b>Échantillon pondéré</b>	500,000
<b>Échantillon non pondéré</b>	596

**Notes**

1. L'ombrage représente le groupe de référence de la régression logistique.
2. nsf = non significativement différent de la personne de référence.