



N° 75F0002MIF au catalogue — N° 003

ISSN: 1707-2867

ISBN: 0-662-76425-0

Document de recherche

Série de documents de recherche - Revenu

Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle

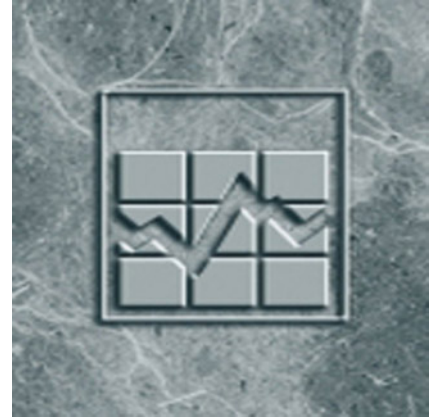
1996-2001

par Teresa Janz

Division de la statistique du revenu
Immeuble Jean-Talon, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1 613 951-7355

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



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

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).

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.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit n° 75F0002MIF2004003 au catalogue est gratuit sur Internet. Les utilisateurs sont priés de se rendre à 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

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.

Mars 2004

N° 75F0002MIF2004003 au catalogue

ISSN: 1707-2867

ISBN: 0-662-76425-0

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.

Sommaire

Moins de la moitié des travailleurs canadiens qui avaient un emploi peu rémunéré en 1996 avaient réussi à améliorer leur sort en 2001, selon une étude dressant le portrait des personnes ayant connu une mobilité ascendante.

Cette étude, qui s'appuie sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), a montré qu'en décembre 1996, près du tiers des travailleurs canadiens, soit environ 1,7 million de personnes, exerçaient un emploi peu rémunéré.

En 2001, 47 % de ces travailleurs peu rémunérés, soit environ 800 000 personnes, avaient quitté ce genre d'emploi.

Les personnes qui touchaient un gain hebdomadaire inférieur à 410,70 \$ à la fin de 1996 étaient considérées comme des « travailleurs peu rémunérés ». On juge qu'un travailleur peu rémunéré en 1996 a « gravi les échelons » si ses revenus hebdomadaires étaient passés à 496,86 \$ par semaine en 2001. Ce niveau est environ 10 % supérieur à 451,69 \$, le seuil de faible revenu de Statistique Canada pour une famille de deux personnes qui habitait dans une région urbaine d'au moins un demi-million d'habitants en 2001.

Les travailleurs peu rémunérés en 1996 étaient généralement de jeunes femmes qui avaient tout au plus un diplôme d'études secondaires. En général, les gens avec au plus un diplôme d'études secondaire avaient une incidence d'être peu rémunéré d'à peu près trois fois plus grande que ceux qui avaient un diplôme universitaire. De plus, les travailleurs peu rémunérés occupaient souvent un poste à temps partiel dans les services ou dans le secteur de service aux consommateurs. Leur lieu de travail était généralement petit et non syndiqué, et elles habitaient les provinces de l'Atlantique, ou encore le Manitoba ou la Saskatchewan.

Les données de 1996 montraient que 41 % des femmes occupaient des emplois peu rémunérés, soit près du double de la proportion de 22 % observée chez les hommes.

Dans les petites entreprises, il y avait une différence de 27 points de pourcentage entre les femmes et les hommes pour l'incidence du travail peu rémunéré. Pour les grandes entreprises, cette différence était de 6 points de pourcentage.

Les personnes qui avaient amélioré leur sort entre 1996 et 2001 avaient une plus grande probabilité d'être de jeunes hommes ayant fait des études universitaires qui exerçaient une profession libérale ou travaillaient dans un secteur professionnel. Le plus souvent, ceux-ci travaillaient à plein temps dans de grandes entreprises syndiquées et habitaient en Ontario ou en Alberta.

D'autres facteurs ont contribué à la mobilité ascendante : le passage d'une entreprise non syndiquée à une entreprise syndiquée, et le passage d'une petite entreprise (moins de 20 employés) à une grande entreprise (plus de 500 employés). Pour ceux qui restaient dans le même emploi, la mobilité ascendante était plus probable chez ceux qui augmentaient leurs heures de travail de cinq heures ou plus par semaine ou qui changeaient leurs fonctions.

Les personnes ayant un diplôme universitaire ou travaillant dans une grande entreprise étaient deux fois plus susceptibles d'avoir amélioré leur sort que celles ayant tout au plus un diplôme d'études secondaires.

De plus, les hommes étaient deux fois plus susceptibles d'améliorer leur sort que les femmes. Néanmoins, les femmes amélioraient beaucoup leurs chances de gravir les échelons si elles avaient obtenu un diplôme universitaire, travaillé dans une grande organisation, dans la fonction publique, exercé une profession libérale ou scientifique, ou travaillé dans un secteur professionnel ou scientifique.

Les quelque 900 000 travailleurs (53 %) qui sont demeurés dans un emploi peu rémunéré en 2001 étaient généralement des femmes âgées ayant tout au plus un diplôme d'études secondaires. Ces personnes travaillaient généralement à temps partiel dans une petite organisation non syndiquée.

Cette étude fait le point sur une étude semblable de Statistique Canada intitulée « La mobilité ascendante des bas salariés au Canada : 1993-1995 » par Drolet et Morissette (1998).

Il y a des restrictions sur la comparabilité des conclusions de la présente étude et de la précédente étude de Drolet et Morissette. Les analyses ont eu lieu à des périodes différentes et sur une durée différente : 1996 – 2001 (l'étude actuelle) vs. 1993 – 1995 (ancienne étude). À cause de ces différences, on pourrait s'attendre à ce que les travailleurs de l'étude actuelle peuvent être plus susceptibles de quitter un emploi peu rémunéré, compte tenu de la plus longue période observée.

Selon la recherche de Drolet et Morissette, des modèles de régression logistique multivariée ont été employés pour prendre en compte les caractéristiques personnelles (âge, niveau d'instruction, sexe, profession et région) et les caractéristiques de l'emploi (secteur d'activité, travail à temps partiel, taille de l'entreprise et statut syndical). Des variables sur les transitions (changement d'emploi, changement de statut syndical, changement de la taille de l'entreprise) ont été aussi incluses dans le modèle afin de prévoir quels travailleurs gravissent les échelons.

Bien qu'il existe de nombreuses similitudes entre l'étude actuelle et celle de Drolet et Morissette, certaines différences sont importantes. Les hommes étaient deux fois

plus susceptibles de toucher un salaire faible en 1996 qu'en 1993 (17 % vs. 7 % respectivement).

Même si en 1996 la situation financière des femmes n'était pas aussi bonne que celle des hommes, quelques améliorations aux gains des femmes de 1993 sont remarquables. Par exemple, dans les secteurs des services de consommation, la probabilité d'être peu rémunéré en 1996 a diminué de 20 points par rapport à 1993.

Il est également intéressant de comparer les différences entre les études pour ce qui est des travailleurs qui ont amélioré leur sort. Comme on s'y attendait à cause de la plus longue période d'étude, les bas salariés dans l'étude actuelle (2001) avaient plus de trois fois plus de chances de gravir les échelons (46 %) que ceux de 1995 (15 %).

À l'inverse, certains travailleurs étaient moins susceptibles d'améliorer leur sort. Les bas salariés de la fonction publique ou de la Colombie-Britannique étaient les plus susceptibles de le faire en 1995 mais proportionnellement les moins nombreux à y parvenir en 2001. Enfin, bien que le changement d'emploi ait été un prédicteur important de l'ascension professionnelle en 1995, il ne l'était pas en 2001.

Remerciements

La version antérieure du présent document a été rédigée pour l'Atelier d'interprétation de données de Statistique Canada. Nous remercions les personnes qui ont collaboré aux versions antérieures du document ou qui ont été consultées sur la méthodologie, notamment :

René Morissette, économiste principal, Analyse des entreprises et du marché du travail

Division de la statistique du revenu (en ordre alphabétique)

Claude Dionne

Phil Giles

Gaetan Garneau

Sylvie Michaud

Boris Palameta

Preston Poon

Willa Rea

D'autres employés de Statistique Canada

Marc Frenette, AEMT

Christian Houle, gestionnaire, Atelier d'interprétation de données

Owen Phillips, DMES

Georgia Roberts, DMES

Deborah Sunter, DST

Pierre Turcotte, DSSLF

Ted Wannell, DAEMT

Bien entendu, toutes les erreurs qui restent sont les miennes.

Table des matières

1. Introduction	9
2. Source des données et échantillon.....	11
3. Méthodologie.....	12
3.1 <i>Définitions choisies.....</i>	12
3.2 <i>Régression logistique</i>	13
4. Résultats I : Incidence et probabilité de l'emploi peu rémunéré	15
4.1 <i>Incidence des faibles gains et du niveau d'instruction</i>	15
4.2 <i>L'incidence de la rémunération faible diminue avec l'âge.....</i>	16
4.3 <i>L'incidence de la rémunération faible était supérieure dans la région du Manitoba et de la Saskatchewan et dans les provinces atlantiques.....</i>	17
4.4 <i>L'incidence de la rémunération faible était plus élevée dans les petites entreprises non syndiquées, les emplois liés aux services et le secteur des services de consommation ..</i>	18
4.5 <i>Probabilité des faibles gains hebdomadaires : comparaison entre 1993 et 1996.....</i>	21
5. Résultats II : Qui a quitté un emploi peu rémunéré?	23
5.1 <i>Les hommes sont plus susceptibles que les femmes de sortir d'un emploi peu rémunéré</i>	23
5.2 <i>Les caractéristiques personnelles et de l'emploi influent sur la probabilité de l'ascension professionnelle.....</i>	23
5.3 <i>Travailleurs à temps partiel</i>	24
5.4 <i>Vaut-il mieux garder le même emploi ou en décrocher un autre?</i>	26
5.5 <i>Comparaison des constatations sur l'« ascension professionnelle » de 1995 et 2001.....</i>	28
6. Résumé et conclusion	29
Références	33
Annexes	34

1. Introduction

Certains groupes de travailleurs sont-ils écartés du marché du travail actuel? Les gens ont-ils tendance à rester pris avec un emploi peu rémunéré ou ce genre de travail est-il simplement une transition vers un emploi plus payant?

On craint en général que la qualité des emplois sur le marché du travail canadien soit à la baisse. Les progrès technologiques favorisent les travailleurs plus instruits, alors que ceux qui ont moins d'instruction risquent davantage d'être au chômage. On note également d'autres faits moins favorables concernant le marché du travail, à savoir la variation minimale des taux de salaire minimum depuis les années 80 et la réduction du taux de syndicalisation (Sargent, 2000).

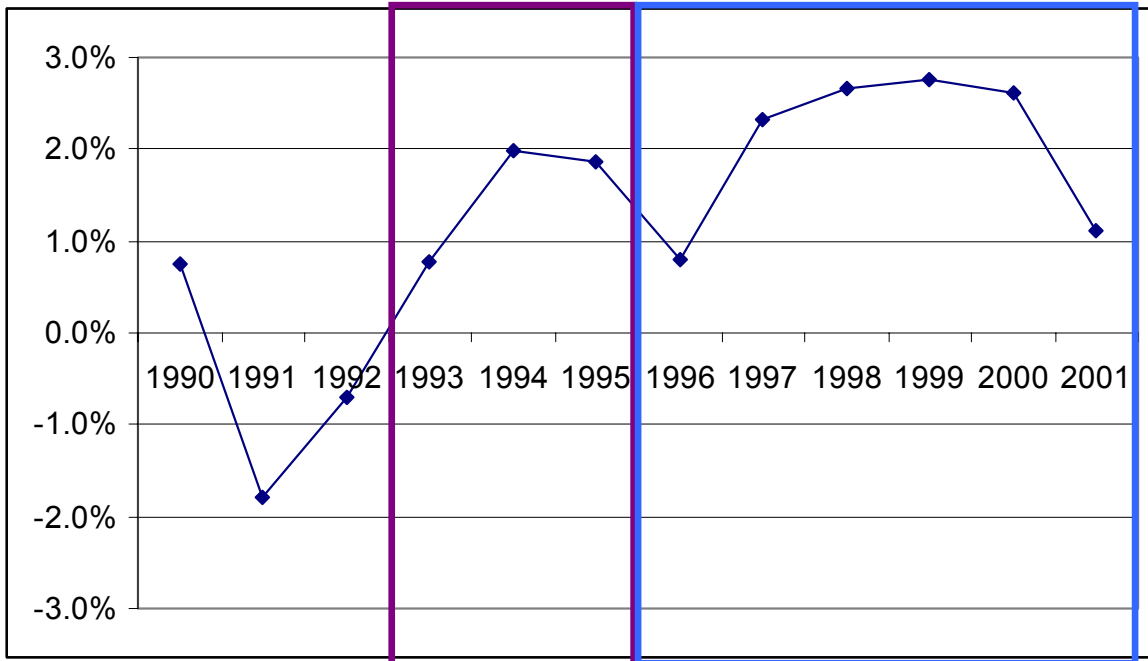
Non seulement les emplois ont-ils changé, mais encore on a constaté des fluctuations des caractéristiques démographiques de la main-d'œuvre. Les travailleurs plus jeunes continuent d'être plus instruits et, à mesure que les enfants du baby-boom vieillissent, la main-d'œuvre possède plus d'expérience. Ces variations de la demande de main-d'œuvre ont eu une incidence sur la rémunération relative de ces divers groupes de travailleurs (Heisz, Jackson et Picot, 2002).

L'augmentation considérable du nombre de femmes occupant un emploi rémunéré est un autre changement important. Entre 1961 et 1996, la participation des femmes au marché du travail a doublé (passant de 29 % à 60 %) (Gunderson, 1998). Même si la position relative des femmes s'est améliorée en ce qui touche les types d'emplois qu'elles décrochent, elles continuent d'être moins bien payées que les hommes pour le même travail : le taux horaire moyen des femmes représente de 84 % à 89 % environ de celui des hommes (Drolet, 1999). Par ailleurs, les femmes ont encore tendance à exercer une profession « traditionnelle » (p. ex., enseignement, soins infirmiers et professions assimilées, travail de bureau et autres postes administratifs, ventes et services) (Statistique Canada, 2002). Est-ce que ces conditions rendent les femmes plus vulnérables aux emplois peu rémunérés à long terme que les hommes?

Le présent article s'inspire des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour présenter le profil des travailleurs qui avaient de faibles gains hebdomadaires en 1996 et examine si ces personnes occupaient toujours un emploi peu rémunéré en 2001. Il reprend l'étude de Drolet et Morissette (1998), qui était axée sur les années allant de 1993 à 1995, et en met à jour les données. D'autres travaux semblables sont en cours, mais visent uniquement les travailleurs à plein temps. Comme les deux études ont porté sur les travailleurs de 1993 à 1995, ainsi que de 1996 à 2001, il est intéressant d'examiner le climat économique connexe. La variation en pourcentage de l'emploi illustrée à la figure 1 indique que les périodes d'intérêt de l'étude actuelle et de l'étude de Drolet et Morissette coïncident toutes deux avec une période de croissance de l'emploi. La majeure partie de la dernière période (1996 à 2001) était toutefois beaucoup plus vigoureuse, le taux de croissance de l'emploi ayant augmenté considérablement en 1997 sur une période soutenue jusqu'en 2000. Compte tenu de ces résultats, le climat économique, combiné à une période de référence plus longue, devraient faciliter les

choses aux travailleurs de l'étude actuelle (1996 à 2001) désireux de quitter leur emploi peu rémunéré, comparativement à ceux de l'étude de Drolet et Morissette (1993 à 1995).

Figure 1 : variation en pourcentage de l'emploi¹



Comme dans l'étude de Drolet et Morissette (1998), la régression logistique (voir *Régression logistique* dans la section *Méthodologie*) a servi à dresser le profil des caractéristiques de l'emploi et des travailleurs pour les emplois peu rémunérés en 1996, à décrire les bas salariés (c'est-à-dire âge, sexe et composition familiale), leur lieu de résidence et les genres d'emplois qu'ils occupaient (p. ex., profession, secteur d'activité, situation professionnelle, taille de l'entreprise, statut syndical). À l'aide de contrôles semblables, la régression logistique a également permis d'examiner ceux qui sont sortis d'un emploi peu rémunéré en 2001. Ces sources de données et les variables employées dans la présente étude ont été retenues pour assurer l'uniformité avec la recherche antérieure (Drolet et Morissette, 1998), afin de comparer les conclusions. Ce présent document sera donc une comparaison des conclusions actuelles et de celles de l'étude de Drolet et Morissette. Nous chercherons également à savoir si le travail peu rémunéré représente un pas, une transition vers un emploi mieux rémunéré ou s'il s'agit d'un boulet qui empêche les travailleurs d'obtenir un emploi plus payant.

¹ Source : CANSIM II, tableau 282-0055 – Estimations de l'Enquête sur la population active (EPA), selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, par année, (personnes x 1 000).

2. Source des données et échantillon

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) a servi à enquêter sur les questions de recherche posées dans le présent article. Cette enquête-ménage longitudinale est une occasion assez exceptionnelle d'examiner les gains sur six ans, y compris les renseignements sur les transitions et 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 des personnes qui s'échappent d'un emploi peu rémunéré.

Le premier panel de l'EDTR a été inclus en janvier 1994 pour recueillir de l'information sur l'année de référence 1993 et les répondants ont été suivis pendant six ans. Un deuxième panel de répondants sur six ans a été introduit en 1996 et ceux-ci ont été suivis jusqu'en 2001 (Statistique Canada, 2003). Cette enquête a été conçue afin d'examiner les fluctuations du bien-être économique des individus et des familles au fil du temps.

La population visée par 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 canadiennes 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 visée par la présente étude :

Deux groupes ont été examinés dans le présent article. Dans les deux cas, seul l'**emploi principal** annuel a été pris en compte.

Premier groupe (travailleurs) :

Premièrement, le profil des bas salariés a été dressé. L'échantillon a été restreint de manière à inclure (voir annexe C pour les répercussions de ces restrictions sur la taille de l'échantillon) :

- les répondants longitudinaux (panel 2), qui avaient répondu à l'enquête en 1996 et en 2001;
- ceux qui ont dit que leur principale activité consistait à occuper un emploi ou à travailler dans une entreprise en 1996 et 2001 (c.-à-d. que cela excluait les retraités et les personnes qui étudiaient à plein temps et/ou dont la principale activité était d'être aux études);
- les répondants âgés de 16 à 50 ans en 1996 (de 21 à 55 ans en 2001);
- les travailleurs salariés, à l'exception de ceux qui n'ont pas déclaré de salaire ni d'heures de travail en 1996 et 2001, et de ceux qui ont été en congé pendant toute l'année;
- les autres travailleurs, à l'exception de ceux qui travaillaient dans les secteurs de l'agriculture, de la pêche ou du piégeage, ou qui étaient travailleurs autonomes en 1996 ou en 2001.

Les travailleurs à temps plein et à temps partiel ont été inclus dans l'échantillon. Le statut à temps plein et temps partiel a été retenu pour assurer l'uniformité avec la recherche antérieure (Drolet et Morissette, 1998). Par ailleurs, les travailleurs à temps partiel ont été inclus parce qu'ils ont tendance à différer des travailleurs à plein temps à bien des égards. Les travailleurs à temps partiel sont moins susceptibles de recevoir certains des avantages non pécuniaires du travail, comme l'assurance (p. ex., assurance médicale, dentaire et/ou vie/invalidité complémentaire) et les régimes de retraite offerts par l'employeur (p. ex., régimes de pension agréés) (Marshall, 2003). Il est donc important d'inclure les travailleurs à temps partiel dans la recherche pour que nous puissions mieux comprendre la situation de ce genre de travailleurs défavorisés. Il existe des considérations analytiques associées à l'inclusion des employés à temps partiel. Par exemple, il peut y en avoir dont le salaire horaire est passablement élevé, mais s'ils ne travaillent pas beaucoup d'heures pendant la semaine, ils pourraient se retrouver parmi les travailleurs peu rémunérés. Ainsi, une prochaine étude portera sur les travailleurs à plein temps seulement.

Le premier groupe restreint était composé de 6 195 personnes interrogées (représentant environ 5 511 080 Canadiens). Le taux de réponse des répondants longitudinaux dans le panel 2 en 1996 était d'environ 90 % et, en 2001, d'environ 80 %².

Second groupe (travailleurs peu rémunérés):

Deuxièmement, pour examiner la mobilité ascendante des Canadiens peu rémunérés, un critère de sélection a été ajouté à la liste susmentionnée : les répondants devaient être définis comme ayant de faibles gains (voir Définitions à l'annexe D) en 1996 pour faire partie de cet échantillon. L'échantillon ainsi obtenu comprenait 2 016 répondants (représentant environ 1 705 274 Canadiens).

3. Méthodologie

3.1 Définitions choisies

Il existe deux définitions essentielles à la compréhension de la méthode et des résultats ci-après. Voir l'annexe D pour toute autre définition importante.

Ascension professionnelle ou mobilité professionnelle : Une personne est considérée comme ayant gravi les échelons si elle se situe à environ 10 % au-dessus du seuil de faible revenu (SFR) pour 2001; autrement, elle est considérée comme n'ayant pas gravi les échelons. Dans ce cas, la personne devait gagner plus de $451,69 \$ \times 1,10 = 496,86 \$$ par semaine en 2001 pour qu'on puisse dire qu'elle « avait gravi les échelons » et quitté un emploi peu rémunéré. La « zone tampon » de 10 % a été utilisée pour éviter d'inclure les personnes qui n'avaient fait qu'une transition minimale pour quitter un emploi peu rémunéré. Il est important de constater que le SFR a été mis à jour selon l'IPC et qu'il est

² Barbara Armstrong et Georgina House, « Qualité des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu », publication interne qui paraîtra en juin 2004.

fondé sur la même année de référence 1992 qui sert de « standard » pour les seuils, permettant ainsi une comparaison au fil du temps.

Emploi peu rémunéré ou faibles gains³ : Seuil de faible revenu (SFR) avant impôt d'une famille de deux personnes vivant dans un milieu urbain comptant au moins un demi-million d'habitants. Par exemple, pour calculer le seuil du « travail peu rémunéré », le SFR indiqué pour 1996 = 21 414 \$ divisé par 52,14 (semaines par année) = 410,70 \$ par semaine. Les personnes dont la rémunération hebdomadaire était inférieure à 410,70 \$ à la fin de 1996 ont été classées comme de « bas salariés ».

Année	SFR (année de référence 1992, avant impôt, famille de deux personnes, milieu urbain d'au moins 500 000 habitants)	Seuil des faibles gains hebdomadaires (SFR / 52,14)
1996	21 414 \$	410,70 \$
2001	23 551 \$	451,69 \$

3.2 Régression logistique

La régression logistique est la méthode employée dans la présente recherche. Elle permet d'estimer la probabilité qu'un résultat donné survienne en fonction de plusieurs variables explicatives. Par exemple :

dans la première régression, la variable dépendante (résultat) est :
 égale à 1 -> si la personne a de faibles gains (1996);
 égale à 0 -> si la personne n'a pas de faibles gains (1996);

dans la deuxième régression, la variable dépendante est :
 égale à 1 -> si la personne sort d'un emploi peu rémunéré (2001);
 égale à 0 -> si la personne occupe toujours un emploi peu rémunéré (2001).

Bien que la probabilité d'un résultat précis 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. Des statistiques chi-carré de Wald sont calculées pour chaque variable explicative afin de déterminer si une fluctuation de la variable est reliée à une augmentation ou à une diminution considérable de la probabilité du résultat.

³ Cette définition a été retenue pour des raisons de conformité avec les recherches antérieures (Drolet et Morissette, 1998; Morissette et Bérubé, 1996). Cela s'explique par le fait qu'en 1975, Morissette et Bérubé (1996) ont découvert que 20 % des travailleurs de sexe masculin âgés de 25 à 54 ans gagnaient moins de 21 073 \$ par année. Ce montant s'approche du SFR de 1993 pour une famille de deux personnes vivant dans un milieu urbain comptant au moins un demi-million d'habitants, soit 20 603 \$. Par conséquent, ce SFR a été retenu parce qu'il se rapprochait de ce que les hommes « peu rémunérés » (tranche de 20 % inférieure) gagnaient effectivement.

Tous les modèles de régression comprennent des contrôles :

(i) des **caractéristiques personnelles** mesurées en 1996, y compris l'âge, le niveau d'instruction, le temps d'interaction pour la composition de la famille, le sexe, la profession et la région;

(ii) les **caractéristiques de l'emploi**, y compris le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical⁴.

Le second ensemble de modèles de régression sur ceux qui « gravissent des échelons » comprend toutes les variables susmentionnées ainsi que des contrôles :

(iii) des **variables sur les transitions**, notamment : les *changements d'emploi*, les *changements du statut syndical* (la transition d'une organisation non syndiquée en 1996 à une organisation syndiquée en 2001), et les *changements de la taille de l'entreprise* (la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) en 1996 à une grande entreprise (500 travailleurs ou plus) en 2001). Les gains hebdomadaires en 1996 ont également été inclus puisqu'ils permettent de tenir compte de l'écart entre les gains hebdomadaires de la personne et le seuil de faible revenu (voir les variables sur les transitions à l'annexe D).

Le *changement d'emploi* est défini de trois manières⁵ dans les modèles logistiques sur l'« ascension » professionnelle :

1^{er} modèle : changement d'emploi. Si l'emploi principal d'une personne en 1996 était différent de son emploi principal en 2001, elle était considérée avoir changé d'emploi (annexe B3).

2^e modèle : changement d'emploi. Ceux qui ont conservé le même emploi ont été divisés entre : (1) ceux dont les fonctions avaient changé; (2) ceux dont les fonctions étaient demeurées identiques (annexe B4).

⁴ Les « caractéristiques personnelles » et les « caractéristiques de l'emploi » sont définies dans : Statistique Canada, Guide de l'utilisateur des microdonnées de l'EDTR, n° au catalogue 75F0011XIEGPE, année de référence 1994. Voir également l'annexe D, Définitions.

⁵ On s'attendait à ce que le changement d'emploi soit un prédicteur important de l'« ascension » professionnelle. Toutefois, dans le premier modèle, le changement d'emploi a été défini de façon très large et, selon les résultats, ceux qui ont changé d'emploi et ceux qui ont conservé le même emploi avaient tout autant de chances de gravir les échelons. Ainsi, nous avons défini différemment le changement d'emploi dans les autres modèles pour savoir ce qui, dans le fait de changer d'emploi ou de conserver le même emploi, favorisait l'ascension professionnelle. Les trois modèles, qui ont utilisé des définitions différentes du changement d'emploi, comprenaient tous les mêmes contrôles des caractéristiques personnelles, des caractéristiques de l'emploi et des variables sur les transitions (Annexes B3, B4 et B5).

3^e modèle : changement d'emploi. Ceux qui ont conservé le même emploi ont été divisés entre : (1) ceux qui faisaient au moins 5 heures de travail de plus par semaine de 1996 à 2001; (2) les « autres », soit ceux qui faisaient moins de 5 heures de travail de plus par semaine (annexe B5).

Lorsque 1 000 poids bootstrap ont été utilisés pour tenir compte de la conception complexe de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), tous les modèles globaux ont prévu d'une manière significative de bas salariés ou une ascension professionnelle ($p < 0,0001$).

4. Résultats I : Incidence et probabilité de l'emploi peu rémunéré

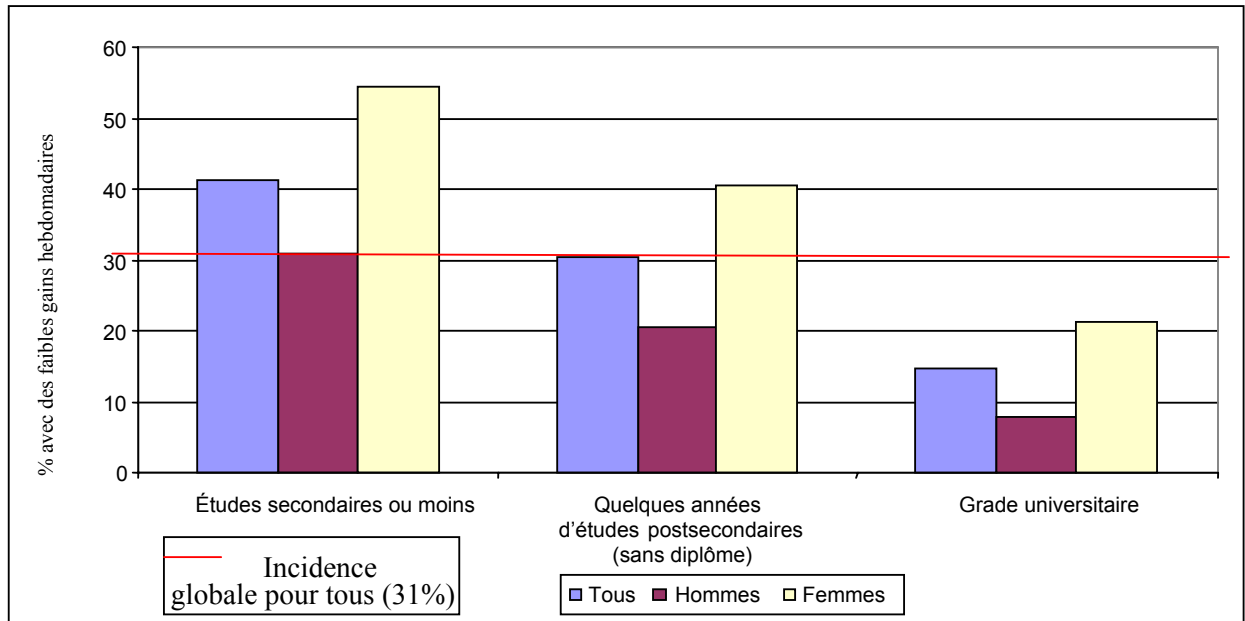
Environ 31 % des travailleurs canadiens occupaient un emploi dont la rémunération hebdomadaire était faible (c.-à-d. moins de 410,70 \$ par semaine) en décembre 1996 (annexe A1). Le revenu personnel total moyen de ces bas salariés était de 13 454 \$ l'an, soit près de trois fois moins que le salaire moyen de ceux qui n'étaient pas considérés être « peu rémunérés » (38 525 \$). Les questions à savoir qui étaient ces personnes, où elles travaillaient et ce qu'elles faisaient, sont toutes liées à l'emploi peu rémunéré (voir les totalisations croisées sur l'incidence des faibles gains et la probabilité de faibles gains calculées à l'aide de la régression logistique aux tableaux A1 et B1). La section suivante dresse le profil des petits salariés, en insistant sur l'incidence des faibles gains.

Comme on s'y attendait, presque tous les travailleurs à temps partiel (82 %) avaient de faibles gains. Cela est probablement dû au fait que la semaine de travail qu'ils faisaient dans leur emploi principal était plus courte que celle des travailleurs à temps plein. En moyenne, les employés à temps plein faisaient deux fois plus d'heures (39,6 heures par semaine) que les travailleurs à temps partiel (18,8 heures par semaine). Si ces travailleurs à temps partiel avaient un emploi à plein temps, combien auraient encore un emploi peu rémunéré? Si l'on multiplie les taux salariaux des travailleurs à temps plein par les heures moyennes de travail à temps plein par semaine (37,5), on constate que 44 % de ces travailleurs seraient toujours considérés être peu rémunérés (diminution de 38 %).

4.1 Incidence des faibles gains et du niveau d'instruction

Le niveau d'instruction semble être étroitement lié à l'incidence de la rémunération faible (voir le graphique 1). Les personnes qui avaient au plus un diplôme d'études secondaires étaient environ trois fois plus susceptibles d'avoir un emploi peu rémunéré que les diplômés universitaires.

Graphique 1. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon le niveau d’instruction et le sexe, 1996.



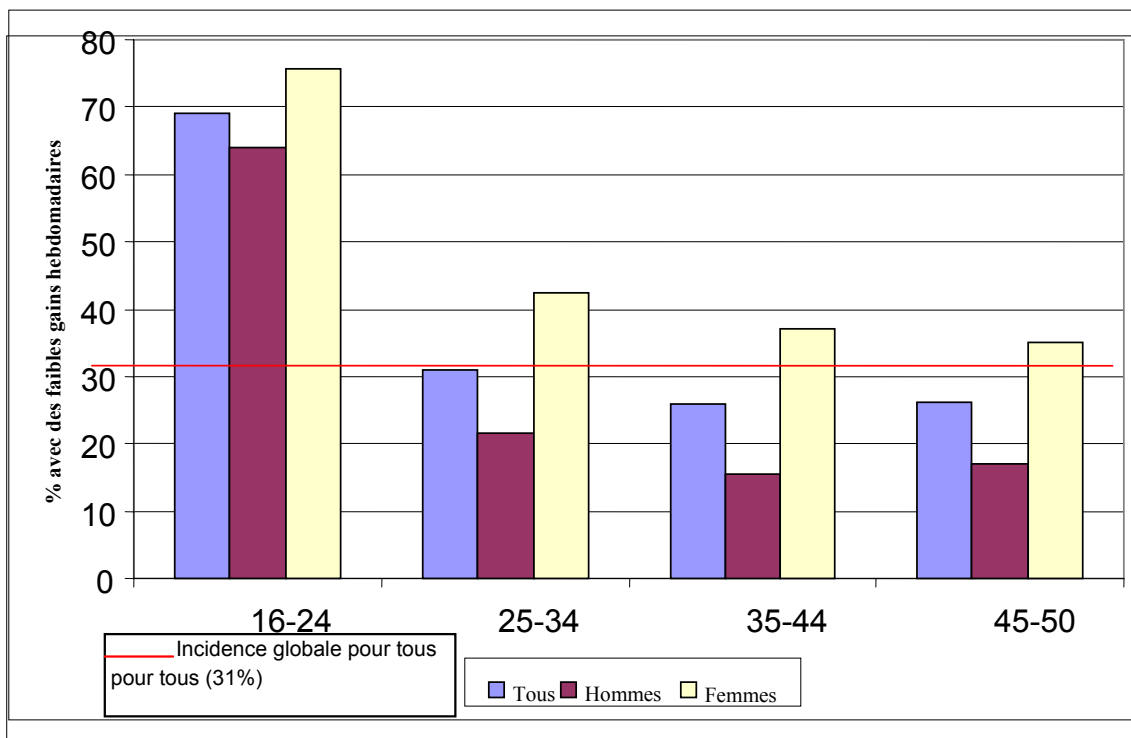
Dans l’ensemble, les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d’avoir de faibles gains. Environ deux femmes sur cinq par rapport à un homme sur cinq occupaient un emploi peu rémunéré (annexe A1). L’incidence de la rémunération faible chez les hommes était plus faible que l’incidence globale (31 %), ou égale à cette incidence, même s’ils n’avaient pas plus qu’un diplôme d’études secondaires. Néanmoins, chez les femmes, le seul cas où l’incidence de l’emploi peu rémunéré était inférieure, par rapport à l’incidence globale, était lorsqu’elles avaient un grade universitaire. Une femme sur cinq ayant un grade universitaire avait un emploi peu rémunéré, ce qui est encore plus élevé que l’incidence observée chez les hommes ayant un niveau d’instruction semblable, soit un sur treize (annexe A1).

4.2 L’incidence de la rémunération faible diminue avec l’âge

Le graphique 2 montre que les personnes les plus âgées sont les moins susceptibles d’occuper un emploi peu rémunéré. Cela est probablement lié au fait que les travailleurs plus jeunes ont tendance à avoir moins d’expérience et moins d’ancienneté, mais que, à mesure qu’ils vieillissent, ils acquièrent une expérience de travail précieuse. L’incidence de la rémunération faible chez les hommes âgés de 25 à 34 ans était trois fois moins grande que celle des hommes âgés de 16 à 24 ans. De même, les femmes âgées de 16 à 24 ans ayant une rémunération faible étaient presque deux fois plus nombreuses que celles âgées de 25 à 34 ans. Une fois que les hommes et les femmes avaient atteint 35 ans, l’incidence des faibles gains hebdomadaires changeait très peu. Dans ces deux groupes plus âgés (de 35 à 44 ans et de 45 à 50 ans), l’incidence des faibles gains hebdomadaires chez les femmes était plus que le double de celle des hommes du même âge.

Le salaire inférieur des membres du groupe le plus jeune ne peut s'expliquer par le nombre de travailleurs occupant un emploi à temps plein ou à temps partiel. Autrement dit, il n'y avait pas plus de travailleurs à temps partiel dans le groupe le plus jeune. Par contre, il y avait environ le même pourcentage de travailleurs à temps partiel dans chaque groupe d'âge (18 % dans le groupe de 16 à 24 ans; 19 % dans ceux de 25 à 34 ans et de 35 à 44 ans; et 17 % dans le groupe de 45 à 50 ans). Même si la principale raison invoquée par les travailleurs pour occuper un emploi à temps partiel dans tous les groupes d'âge était l'incapacité à trouver un emploi à temps plein, l'autre raison la plus courante, soit « ne voulait pas un emploi à temps plein », a été donnée deux fois plus souvent (23 %) par le groupe le plus âgé que par le plus jeune (10 %).

Graphique 2. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon l'âge et le sexe, 1996.

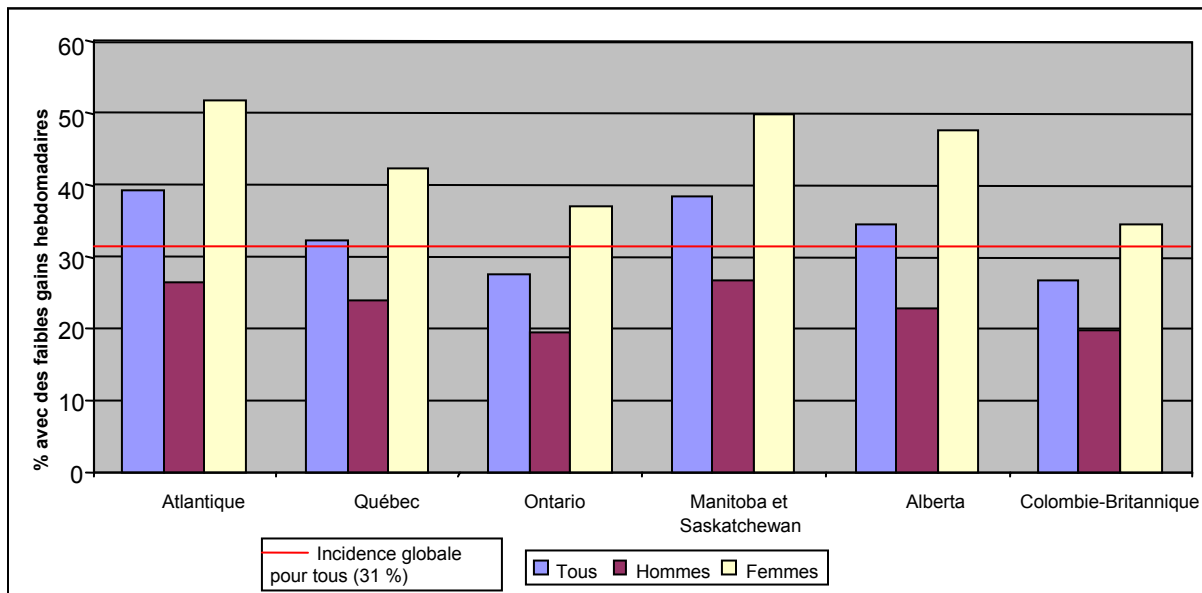


4.3 L'incidence de la rémunération faible était supérieure dans la région du Manitoba et de la Saskatchewan et dans les provinces atlantiques

Le graphique 3 (données de l'annexe A1) illustre que l'incidence la plus élevée de faibles gains hebdomadaires au Canada revenait aux travailleurs de la région du Manitoba et de la Saskatchewan (38 %), ainsi qu'à ceux des provinces atlantiques (39 %). Par contre, les travailleurs de l'Ontario (28 %) et de la Colombie-Britannique (27 %) avaient l'incidence la plus basse. Bien qu'il y ait un certain parallèle entre l'incidence des bas salariés et les taux de salaire minimum dans ces régions, cela n'explique pas entièrement ces constatations. Par exemple, les taux de salaire minimum en Ontario et en Colombie-

Britannique étaient les plus élevés en 1996⁶ et ces provinces avaient l'incidence la plus basse de faibles gains hebdomadaires. Or, l'Alberta avait le salaire minimum le plus bas, soit 5,00 \$, mais elle n'affichait pas l'incidence la plus élevée d'emplois peu rémunérés. Puisque le seuil employé dans la présente étude était d'environ 11,00 \$ l'heure, soit bien plus que les taux de salaire minimum, les différences entre les taux de salaire minimum au pays ne peuvent expliquer entièrement ces constatations.

Graphique 3. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon la région et le sexe, 1996.



4.4 L'incidence de la rémunération faible était plus élevée dans les petites entreprises non syndiquées, les emplois liés aux services et le secteur des services de consommation

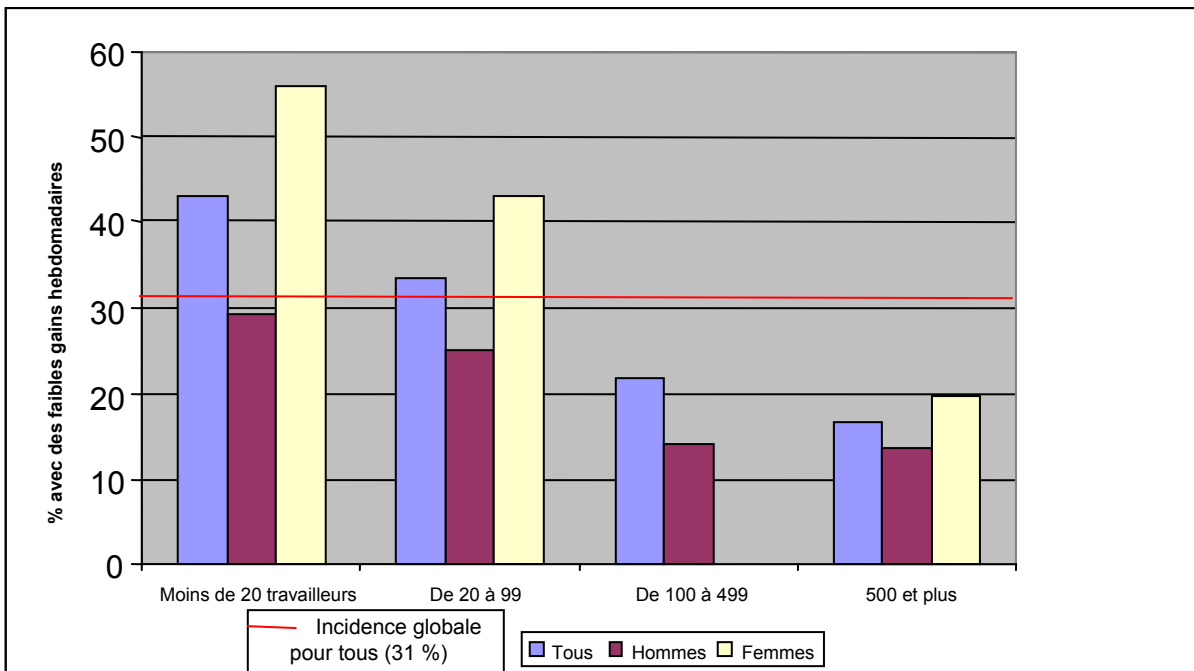
Les caractéristiques des employeurs, comme le statut syndical, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise et la profession, sont bien plus importantes pour expliquer l'incidence de l'emploi peu rémunéré (pour plus de détails sur ces variables, consulter l'annexe D : Définitions). Seulement 20 % des travailleurs syndiqués (ceux visés par une convention collective) avaient de faibles gains par rapport à 38 % de ceux qui n'étaient pas syndiqués (annexe A2). L'incidence de faibles gains était plus haut dans le secteur de services de consommation (61 %) que dans des autres secteurs.

L'incidence des emplois peu rémunérés dans les petites entreprises (moins de 20 employés) était de 43 %, soit près de trois fois plus que dans les grandes entreprises (500 travailleurs ou plus) (16 %) (voir le graphique 4). Chez les femmes, la taille de

⁶ En 1996, le taux de salaire minimum était de 6,85 \$ en Ontario et de 7,00 \$ en Colombie-Britannique. Venait ensuite celui du Québec, avec 6,70 \$. Le taux moyen pour le Manitoba et la Saskatchewan était de 5,50 \$ et la moyenne pour les provinces atlantiques, de 5,25 \$. L'Alberta avait le taux de salaire minimum le plus bas, soit 5,00 \$ (données de l'EDTR).

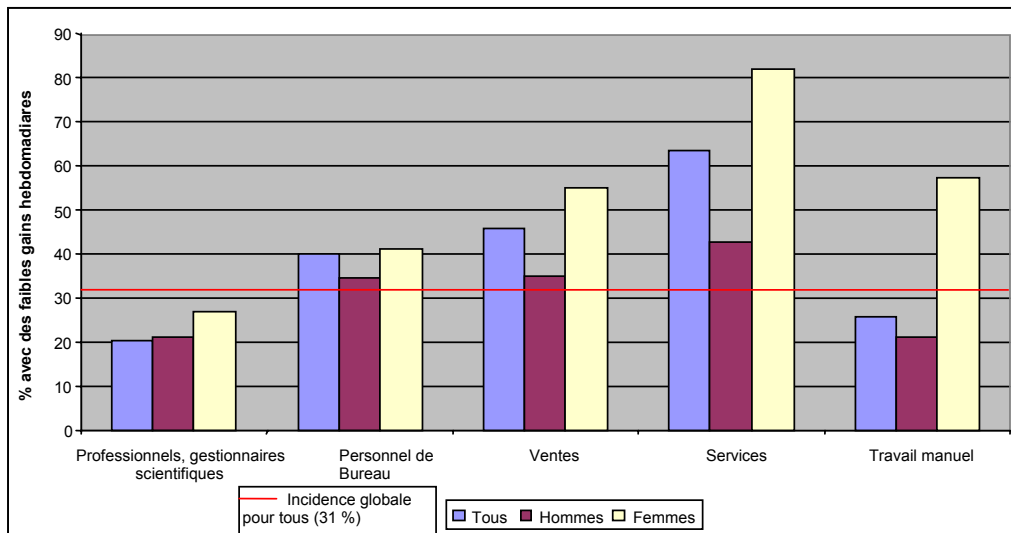
l'entreprise semblait particulièrement importante quant à la faible rémunération. Dans les petites entreprises, environ trois femmes sur cinq touchaient un faible salaire, par rapport à seulement une femme sur cinq dans les grandes entreprises. On remarquait également une différence de rémunération considérable entre les sexes d'après la taille de l'entreprise; dans les petites entreprises, il y avait une différence de 27 points entre les hommes et les femmes, alors que la différence dans les grandes entreprises était de seulement 6 points.

Graphique 4. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon la taille de l'entreprise et le sexe, 1996.



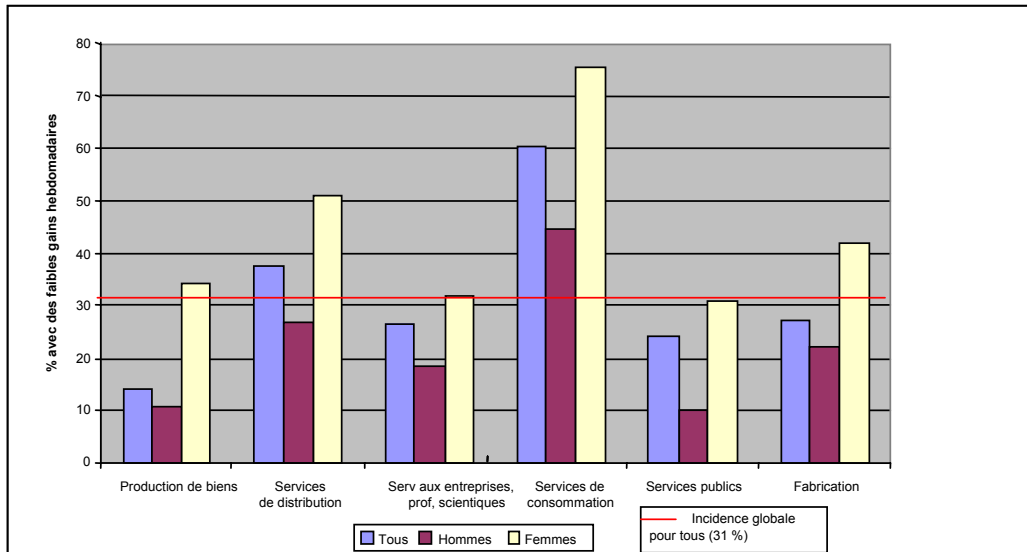
L'incidence de la faible rémunération était supérieure dans les postes de services, de commis, et de ventes. Toutefois, elle était à son plus faible niveau chez les travailleurs manuels (26 %) et les professionnels (20 %) (graphique 5 et annexe A1). Les femmes occupant un poste manuel avaient une incidence élevée de faible rémunération (57 %), plus de deux fois supérieure à celle des hommes (21 %). Il faudra effectuer d'autres recherches pour explorer et comprendre ces différences.

Graphique 5. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon la profession et le sexe, 1996.



Les travailleurs qui occupaient un emploi dans le secteur des services de consommation avaient les taux de travail peu rémunéré les plus haut (61 %) et c'est le seul secteur où les hommes avaient les taux de travail peu rémunéré plus haut que l'incidence globale (voir le graphique 6). Chez les femmes, l'incidence la plus faible a été enregistrée dans les services publics et les secteurs des services aux entreprises/professionnels/ scientifiques, où elle était à peu près identique à l'incidence globale pour tous (31 %). Ces constatations ne peuvent s'expliquer par l'incidence du travail à temps partiel selon le secteur d'activité puisque la majorité des travailleurs à temps partiel occupaient un emploi dans les secteurs des services de consommation (21 %) et des services publics (19 %).

Graphique 6. Incidence des faibles gains hebdomadaires selon le secteur d'activité et le sexe, 1996.



4.5 Probabilité des faibles gains hebdomadaires : comparaison entre 1993 et 1996

Comme on s'attendait à ce que les facteurs énumérés précédemment contribueraient tous ensemble à la probabilité d'être peu rémunérés en 1996, on a calculé une régression logistique multivariée pour évaluer la signification de ces facteurs tout en neutralisant plusieurs variables importantes. À des fins de comparaison, les résultats de l'étude actuelle sont résumés aux annexes A1 et A2, aux côtés des résultats de 1993 tirés de l'étude de Drolet et Morissette (1998).

Il est important de prendre en note que trois des variables de la présente étude n'ont pas été définies de la même façon que dans l'étude de Drolet et Morissette sur le plan opérationnel. Plus particulièrement, Drolet et Morissette ont calculé une variable d'interaction entre le type de famille et le sexe. Dans la présente étude, une interaction semblable a été calculée pour les modèles à régression logistique, mais comme elle était peu importante, elle n'a pas été incluse au modèle final. De plus, on a quelque peu modifié la façon de classer la variable des industries dans l'étude actuelle. Il y avait quatre groupes dans l'étude de Drolet et Morissette : (1) la production de biens, (2) la distribution et les affaires, (3) les services de consommation, et (4) les services publics; toutefois, il y en avait six dans l'étude actuelle. Les deux offrent une classification significative des variables. De plus, dans l'étude actuelle, les personnes âgées de 51 à 60 n'étaient pas inclus de façon à ce que les personnes retraitées, ou qui approchaient de la retraite, ne soient pas intégrées par erreur à l'étude. Ainsi, il faut faire preuve d'une certaine prudence lorsque qu'on compare ces trois variables entre les deux études. Enfin, les résultats des deux études ne sont pas entièrement comparables en raison des différentes périodes de comparaison (c.-à-d. une période de cinq ans dans l'étude actuelle, par rapport à deux ans dans l'étude de Drolet et Morissette).

Les résultats des régressions logistiques dans ces deux études indiquent que les principaux facteurs expliquant la faible rémunération sont, entre autres choses, l'âge, le niveau de scolarité, le sexe, le travail à temps partiel, la syndicalisation, la taille de l'entreprise, la région du Canada, le secteur d'activité et la profession.

Lorsque *tous* les répondants ont été pris en compte, les tendances des constatations de ces deux études étaient équivalentes. Or, il est étonnant de constater que ceux qui occupaient un poste de professionnel/gestionnaire/scientifique, qui vivaient en Alberta et en Colombie-Britannique, qui occupaient un emploi à plein temps et qui étaient syndiqués, avaient environs deux fois plus de chances d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996 qu'en 1993 (voir les annexes A1 et B1).

Bien que les constatations pour les femmes aient été semblables en 1996 (étude actuelle) et en 1993 (étude de Drolet et Morissette), certaines des conclusions sont plus extrêmes lorsque l'on examine les hommes. Dans l'ensemble, les hommes avaient deux fois plus de chances d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996 qu'en 1993 (17 % par rapport à 7 %, respectivement). Cette constatation (c.-à-d., que les hommes étaient plus de deux fois plus susceptibles d'avoir de faibles gains en 1996 qu'en 1993) s'est confirmée pour tous les niveaux d'instruction, groupes d'âge (sauf le plus jeune), professions (sauf les services) et régions (sauf celle du Manitoba et de la Saskatchewan) (annexe A1).

Pour ce qui est des exceptions, les hommes en 1996 avaient toujours une probabilité plus grande de déclarer une rémunération faible qu'en 1993 mais la différence n'était pas plus de deux fois plus importante. En 1996, même si la probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires était inférieure chez les hommes qui travaillaient dans une organisation syndiquée, dans des services publics et des entreprises comptant de 100 à 499 ou 500 travailleurs ou plus, ces probabilités ont augmenté considérablement entre 1993 et 1996. En 1996, ces hommes étaient deux fois plus susceptibles d'occuper un emploi peu rémunéré par rapport aux hommes semblables en 1993 (voir l'annexe A2).

À l'inverse, les hommes étaient moins susceptible au travail peu rémunéré en 1996 s'ils travaillaient à temps partiel (annexe A2). Ainsi, bien que la probabilité d'occuper un emploi peu rémunéré soit généralement devenue bien plus élevée chez les hommes en 1996, les conditions financières des travailleurs à temps partiel de sexe masculin semblent s'être améliorées.

Même si les conditions des femmes n'étaient toujours pas aussi bonnes que celles des hommes, des améliorations remarquables de leurs gains ont été constatées en 1996. Par exemple, la probabilité d'occuper un emploi peu rémunéré en 1996 (45 %) par rapport à 1993 (65 %) chez les femmes qui travaillaient dans le secteur des services de consommation a enregistré une baisse de 20 points.

La section suivante porte sur la manière dont ces facteurs ont influé sur la probabilité de sortir d'un emploi peu rémunéré en 2001. En outre, nous ferons des comparaisons avec les constatations tirées sur les personnes qui avaient gravi les échelons en 1995 dans l'étude de Drolet et Morissette (1998).

5. Résultats II : Qui a quitté un emploi peu rémunéré?

En 1996, 47 % des travailleurs (environ 800 000 personnes) qui avaient de faibles gains hebdomadaires ont dépassé le seuil des faibles gains hebdomadaires de 496,86 \$ par semaine en 2001 (voir annexe B1). Cette statistique se compare celle de Drolet et Morissette (1998), où des travailleurs semblables avaient été suivis que pendant une période de deux ans et, au cours de cette période, environ 20 % avaient amélioré leur sort.

Selon les annexes B1, B2 et B3, l'*incidence* de l'ascension professionnelle en 2001 varie selon les caractéristiques démographiques, et celles de la profession et du changement d'emploi. Ceux dont l'incidence de sortir d'un emploi peu rémunéré était la plus grande étaient les jeunes hommes les plus instruits. Ils occupaient un poste professionnel et scientifique en Ontario et en Alberta. Ceux-ci avaient une probabilité plus grande de gravir les échelons s'ils passaient d'une organisation non syndiquée à une organisation syndiquée ou d'une petite à une grande entreprise (voir les variables sur les transitions à l'annexe D).

Afin de saisir en quoi ces facteurs ont ensemble favorisé l'ascension professionnelle, voici une discussion des principales constatations tirées de l'analyse de régression multivariée de la *probabilité* de sortir d'un emploi peu rémunéré (voir section 3.1 régression logistique et constatations aux annexes B1, B2 et B3).

5.1 Les hommes sont plus susceptibles que les femmes de sortir d'un emploi peu rémunéré

Le facteur qui a entraîné la probabilité la plus forte de quitter un emploi peu rémunéré est le fait d'être un homme (72 %). Les travailleurs de sexe masculin avaient deux fois plus de chances de gravir les échelons que les travailleuses (32 %), toutes choses étant égales par ailleurs. Autrement dit, il restait une différence quand plusieurs variables importantes demeuraient constantes, comme l'âge, le niveau d'instruction, la profession, le statut d'emploi à temps plein/temps partiel et le secteur d'activité, ce qui donne à penser que, toutes choses étant égales, les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de sortir d'un emploi peu rémunéré après une période de cinq ans.

5.2 Les caractéristiques personnelles et de l'emploi influent sur la probabilité de l'ascension professionnelle

Plusieurs caractéristiques personnelles étaient liées à la probabilité de l'ascension professionnelle. Bien que les constatations de l'étude de Drolet et Morissette (1998) illustrent que l'âge n'influe pas beaucoup sur la probabilité de l'ascension professionnelle dans l'étude actuelle, les travailleurs les plus jeunes étaient plus susceptibles que les autres groupes d'âge de gravir la hiérarchie (probabilité de 59 %) entre 1996 et 2001. Cela s'explique peut-être en partie par la période relativement courte utilisée dans l'étude de Drolet et Morissette. Par exemple, après deux ans, un jeune travailleur est toujours considéré comme un jeune travailleur. Le niveau d'instruction était également un facteur important pour expliquer qui gravissait les échelons. La probabilité de les gravir chez les

diplômés universitaires (69 %) était près de deux fois plus élevée que chez ceux qui avaient terminé des études secondaires ou moins (38 %) (annexe B1).

L'endroit où les travailleurs vivaient au Canada influait également sur leur probabilité de sortir d'un emploi peu rémunéré (annexe B1). Environ 6 travailleurs sur 10 en Ontario et en Alberta ont gravi les échelons, soit un nombre proportionnellement bien plus grand que les travailleurs dans les provinces atlantiques où environ 4 sur 10 ont connu une ascension. Les Ontariens et les Albertains étaient peut-être plus susceptibles de gravir les échelons en raison de l'économie relativement forte qui leur offrait peut-être plus de possibilités de travail et des salaires plus élevés que les personnes occupant des postes peu rémunérés. Par exemple, entre 1996 et 2001, l'emploi a augmenté de près de 16 % en Alberta et de 15 % en Ontario, soit bien plus que la hausse moyenne nationale, qui se situait à un peu moins de 12 %⁷.

La mobilité ascendante des Canadiens était également fonction du type de profession (annexe B1) et du secteur d'activité (annexe B2) des travailleurs. Comparativement à 1995, il y a eu une amélioration considérable de la probabilité d'ascension professionnelle en 2001 dans toutes les *professions* et tous les *secteurs d'activité*. Ceux qui occupaient un poste de professionnel/gestionnaire/scientifique ont enregistré la plus grande probabilité d'ascension (69 %). En fait, les professionnels étaient deux fois plus susceptibles de gravir les échelons que les personnes travaillant dans les secteurs de la vente (32 %) et des services (34 %). Les employés de bureau avaient également une probabilité d'ascension relativement élevée (50 %). Les personnes travaillant dans les *secteurs* des services aux entreprises/professionnels/scientifiques (66 %) et les *industries* manufacturières (52 %) étaient proportionnellement bien plus nombreuses à gravir les échelons que les travailleurs dans le secteur de services de consommation.

Les employés de grandes entreprises (500 travailleurs ou plus) étaient près de deux fois plus enclins (60 %) à connaître une mobilité ascendante que ceux de petites entreprises (moins de 20 travailleurs) (38 %). Les travailleurs à plein temps (52 %) et syndiqués (62 %) étaient également bien plus susceptibles de gravir les échelons que leurs homologues à temps partiel (35 %) et non syndiqués (41 %) (annexe B2).

5.3 Travailleurs à temps partiel

Les travailleurs à temps partiel sont peut-être un groupe d'intérêt particulier pour les décideurs des domaines social et du travail parce qu'ils sont proportionnellement plus nombreux à avoir une rémunération faible et moins susceptibles de retirer des avantages non pécuniaires du travail, comme l'assurance (p. ex., assurance-maladie, de soins dentaires et/ou vie/invalidité complémentaire) (Marshall, 2003). La politique pourrait être différente pour les travailleurs qui touchent de faibles gains parce qu'ils choisissent de travailler à temps partiel par opposition à ceux qui sont involontairement relégués au

⁷ Source : CANSIM II tableau 282-0055 – Estimations de l'Enquête sur la population active (EPA) par région économique; Alberta, Ontario et Canada; emploi (personnes x 1 000).

statut d'employé à temps partiel. Ainsi, il serait utile de savoir : (1) qui sont les travailleurs à temps partiel; (2) pourquoi ils travaillent à temps partiel.

En 1996, parmi tous les travailleurs à temps partiel, 87 % étaient des femmes (même si 78 % des femmes travaillaient à temps plein). Le pourcentage le plus élevé de travailleurs à temps partiel se retrouvait dans les services de consommation (21 %), les petites entreprises (38 %) et le secteur des services (23 %). La plupart des familles de travailleurs à temps partiel étaient composées de *couples mariés* : avec des enfants (65 %), sans enfants (11 %) ou avec d'autres parents (9 %). Parmi les travailleurs à temps partiel, environ le même pourcentage de familles avaient des enfants d'âge préscolaire (15 %) et 12 % n'en avaient pas.

Parmi ceux qui ont travaillé à temps partiel en 1996, près de la moitié (45 %) ont continué de travailler à temps partiel en 2001, tandis que 55 % avaient obtenu un emploi à plein temps en 2001. La majorité des travailleurs à temps partiel en 1996 (83 %) et en 2001 (80 %) n'avaient pas d'autre emploi.

Si l'on considère ces mêmes travailleurs à temps partiel en 1996 et en 2001, en quoi leurs raisons de travailler à temps partiel ont-elles changé (voir tableau 1)? Les travailleurs à temps partiel peu rémunérés dans cette étude ont eu passablement de mal à gravir les échelons. Il est important de mentionner qu'en 1996, 60 % des travailleurs à temps partiel peu rémunérés désiraient un emploi à temps plein mais ne pouvaient en trouver. Ce pourcentage a diminué à 33 % en 2001, mais l'incapacité de trouver un emploi à plein temps est demeurée la raison la plus importante du travail à temps partiel au cours de ces deux années. Les membres de ce groupe sont une source d'inquiétude parce qu'ils travaillaient à temps partiel de façon non volontaire et qu'ils touchaient donc un faible salaire. De plus, ils sont restés pris dans le travail à temps partiel cinq ans plus tard même s'ils voulaient travailler à plein temps. Le travail à temps partiel n'est pas un problème pour tous les travailleurs. Les travailleurs peu rémunérés ont également travaillé à temps partiel en 1996 et 2001 parce qu'ils ne voulaient pas travailler à plein temps (17 % et 20 %), ou voulaient s'occuper des membres leur famille (c.-à-d. des enfants ou d'autres parents; environ 7 % en 1996 et en 2001). Il est important de noter la croissance considérable du nombre de personnes travaillant à temps partiel pour accomplir d'autres responsabilités familiales (4 % et 17 %).

Tableau 1. En quoi les raisons de travailler à temps partiel en 1996 ont-elles changé en 2001?

Raisons	Année	
	1996	2001
Incapacité de trouver du travail à plein temps	59,6 %	32,8 %
Refus de travailler à plein temps	17,3 %	19,6 %
Autres responsabilités familiales	4,4 %	17,0 %
Soin des membres de sa famille	6,6 %	7,2 %
Travail à plein temps (mais moins de 30 heures par semaine)	11,7 %	21,6 %
Maladie ou incapacité	0,4 %	1,9 %
Total	100 % 431 727	100 % 53 361

5.4 Vaut-il mieux garder le même emploi ou en décrocher un autre?

Plusieurs variables sur les transitions ont aussi été examinées en ce qui touche leur apport à la mobilité ascendante des bas salariés. Encore une fois, pour reprendre l'étude de Drolet et Morissette (1998), trois modèles de régression logistique ont servi à prévoir la probabilité de l'ascension professionnelle. Dans chaque modèle, une mesure différente du changement d'emploi a été utilisée. Dans le premier modèle (annexe B3), si l'emploi principal d'une personne en 1996 était différent de son emploi principal en 2001, elle était indiquée comme ayant changé d'emploi. Il s'agit d'une variable dichotomique (oui/non). Les résultats démontrent que, dans le modèle 1, les travailleurs qui ont changé d'emploi ou qui ont conservé leur emploi étaient tout aussi susceptibles de gravir les échelons (respectivement 47 % et 46 %).

Chez les travailleurs qui sont passés d'une entreprise non syndiquée en 1996 à une entreprise syndiquée en 2001, la probabilité d'ascension professionnelle était de 64 % (modèle 1, annexe B3). Cette constatation s'applique à un nombre relativement petit de travailleurs peu rémunérés puisque seulement 16 % étaient dans cette situation.

De même, les travailleurs peu rémunérés qui travaillaient dans une petite entreprise (moins de 20 employés) en 1996 et dans une grande entreprise (500 travailleurs et plus) en 2001 avaient une probabilité de 60 % de gravir les échelons (modèle 1, annexe B3). Cette constatation s'applique à 40 % des travailleurs qui ont subi ce type de changement de taille d'entreprise.

La mesure du changement d'emploi utilisée dans le modèle 1 risque de poser un problème parce qu'elle est trop générale pour donner des renseignements détaillés sur l'ascension professionnelle. Autrement dit, on pourrait s'attendre à ce que les *raisons* pour lesquelles une personne quitte un emploi aient une incidence sur son salaire futur. Par exemple, les personnes qui ont été congédiées pourraient éprouver plus de difficulté à gravir les échelons, tandis que d'autres qui quitteraient une organisation volontairement

seraient plus susceptibles d'améliorer leur sort. Il en va de même pour une personne qui continue de travailler pour le même employeur : ce qui se produit pendant qu'elle occupe son emploi peut influencer sur son ascension professionnelle. Par exemple, on s'attendrait à ce que ceux qui continuent à occuper le même emploi mais qui changent de fonction (p. ex., une promotion) soient plus susceptibles de gravir les échelons que ceux qui continuent à faire le même travail et les mêmes fonctions. Les modèles 2 et 3 (Annexes B4 et B5) ont utilisé différentes mesures du changement d'emploi pour examiner plus à fond l'incidence de cette variable « changement d'emploi » sur la mobilité ascendante.

Dans le deuxième modèle (annexe B4), les mêmes contrôles que ceux de la régression logistique précédente (annexes B1 et B2) ont été incorporés pour les *caractéristiques personnelles*, les *caractéristiques liées à l'emploi* et les *transitions* (c.-à-d. changement d'emploi, et transition d'une organisation non syndiquée à une organisation syndiquée et d'une petite à une grande entreprise). Toutefois, les personnes qui ont conservé le même emploi ont été divisées en deux groupes : (1) celles dont les fonctions ont changé et (2) celles dont les fonctions sont demeurées identiques. Selon les constatations, les employés étaient proportionnellement plus nombreux à profiter des avantages de la mobilité ascendante s'ils s'acquittaient de nouvelles fonctions dans le même emploi (probabilité d'ascension de 56 %), par exemple, grâce à de nouvelles responsabilités ou à une promotion. La probabilité de l'ascension professionnelle chez ces personnes était 1,4 fois plus élevée que chez celles qui avaient conservé le même emploi et les mêmes fonctions et 1,2 fois plus grande que chez celles qui avaient changé d'employeur (47 %).

Dans le troisième modèle (annexe B5), les mêmes contrôles ont été incorporés mais les personnes qui avaient conservé le même emploi ont été divisés en deux groupes : (1) celles qui faisaient au moins 5 heures de travail de plus par semaine entre 1996 et 2001; (2) les « autres », c.-à-d. celles qui faisaient moins de 5 heures de travail de plus par semaine. Selon les constatations, les personnes qui ont conservé le même emploi et qui faisaient au moins 5 heures de plus par semaine étaient les plus susceptibles de quitter un emploi peu rémunéré (59 %). Elles étaient aussi proportionnellement plus nombreuses à gravir les échelons (1,5 fois) que celles dont les heures de travail n'avaient pas augmenté.

En bref, les constatations tirées du changement d'emploi à l'aide de ces trois modèles (annexes B3, B4 et B5) donnent généralement à penser que la mobilité ascendante des Canadiens est tout aussi probable qu'une personne conserve son emploi ou qu'elle change d'emploi. Or, les travailleurs étaient plus susceptibles de connaître la mobilité ascendante s'ils entraient au service d'une grande entreprise (500 travailleurs ou plus) et/ou d'une organisation syndiquée. Les personnes qui avaient conservé le même emploi étaient plus susceptibles d'améliorer leur sort professionnel si elles avaient changé de fonctions et/ou qu'elles faisaient au moins 5 heures de travail de plus par semaine.

5.5 Comparaison des constatations sur l'« ascension professionnelle » de 1995 et 2001⁸

Drolet et Morissette (1998) ont fait des recherches sur les travailleurs qui ont gravi les échelons après une période de deux ans (panel 1 de l'EDTR, de 1993 à 1995) et, dans la présente étude, nous avons suivi des travailleurs après une période de cinq ans (panel 2 de l'EDTR, de 1996 à 2001). Par conséquent, ces études ont comparé les personnes qui ont quitté un emploi peu rémunéré en 1995 et 2001. Ces deux années étaient des périodes de croissance économique. Étant donné que l'étude actuelle a été réalisée sur une période plus longue et que le taux de chômage était relativement plus bas, nous nous attendions à ce que les travailleurs soient plus susceptibles d'améliorer leur sort en 2001 par rapport à 1995. En fait, les travailleurs de l'étude actuelle étaient trois fois plus susceptibles de le faire dans l'ensemble (46 %) que ceux de 1995 (15 %) (annexe B1). Selon les autres variables prédictives décrites dans les annexes B1, B2, B3, B4 et B5, tout dépendant des caractéristiques, les travailleurs étaient de deux à cinq fois plus susceptibles de gravir les échelons en 2001 qu'en 1995.

Dans l'étude de Drolet et Morissette (1998), l'âge n'avait pas d'incidence sur la probabilité de l'ascension professionnelle mais, dans l'étude actuelle, les travailleurs les plus jeunes étaient plus susceptibles de gravir les échelons (probabilité de 59 %) entre 1996 et 2001, par rapport aux autres groupes d'âge. Pour ce qui est du niveau d'instruction, les diplômés universitaires étaient les plus enclins à quitter un emploi peu rémunéré en 1995 et en 2001. Cependant, le fait d'avoir fait quelques années d'études postsecondaires conférait un avantage plus grand de s'échapper d'un emploi peu rémunéré en 2001 qu'en 1995, année où le résultat ne différait pas beaucoup de celui des personnes ayant terminé des études secondaires ou moins (annexe B1). Dans l'étude actuelle, les femmes, quelle que soit la composition de leur famille, éprouvaient le plus de difficulté à gravir les échelons. Néanmoins, dans l'étude de Drolet et Morissette (1998), il s'agissait des mères seules.

Lorsque l'on tient compte de la profession des travailleurs, ceux des secteurs de la vente et des services étaient les plus susceptibles d'éprouver des difficultés à gravir les échelons, alors que les professionnels/gestionnaires/scientifiques étaient les plus portés à les gravir en 1995 et en 2001 (annexe B1). Les variables sectorielles étaient quelque peu

⁸ Il est important de prendre en note que certaines comparaisons entre les variables de l'étude actuelle et l'étude de Drolet et Morissette doivent être interprétées avec précaution en raison des différences entre les définitions sur le plan opérationnel. Cela comprend les trois variables mentionnées précédemment à la section 4.6 : probabilité des faibles gains hebdomadaires : comparaison entre 1993 et 1995 (c.-à-d. type de famille/sexe, secteur d'activité, suppression du groupe d'âge de 55 à 60 ans). Comprend également l'une des variables sur la transition « changement d'emploi » voir annexe B4, modèle 2). Dans l'étude de Drolet et Morissette, « changement d'emploi » était divisé : (1) mise à pied/renvoi, (2) démission, et (3) autres; et deux types de « aucun changement d'emploi » comprenaient : (1) changement des tâches, et (2) aucun changement des tâches. Comme les définitions fournies dans l'article de Drolet et Morissette n'étaient pas assez précises pour permettre de les reprendre avec précision, on a décidé tout simplement d'examiner trois catégories dans l'étude actuelle : (1) changement d'employeur et deux catégories pour le « même employeur » (1) même employeur – tâches différentes, et (2) même employeur – mêmes tâches.

difficiles à comparer parce que les définitions des secteurs d'activité n'étaient pas identiques. Même si les comparaisons sectorielles doivent être interprétées avec précaution, il est étonnant de constater que les travailleurs dans le secteur des services publics étaient les plus susceptibles de quitter un emploi peu rémunéré en 1995 et que ce groupe était le moins susceptible de gravir les échelons en 2001 (annexe B2). Les travailleurs des grandes entreprises, ayant un emploi à temps plein et un poste syndiqué étaient proportionnellement plus nombreux à gravir les échelons en 1995 et en 2001 (annexe B2).

Les personnes vivant en Ontario étaient les plus portées à gravir les échelons en 1995 et en 2001 (ainsi que celles de l'Alberta en 2001) (annexe B1). Bien que les bas salariés en Colombie-Britannique aient été les plus susceptibles de gravir les échelons en 1995, ils étaient les moins susceptibles de le faire en 2001 (comme ceux du Québec, de la région du Manitoba et de la Saskatchewan ainsi que des provinces atlantiques). En Colombie-Britannique, cela peut s'expliquer par le fait qu'entre 1993 et 1995, la croissance de l'emploi était très vigoureuse, (c.-à-d., variation annuelle moyenne de 3,4 %). À l'inverse, de 1996 à 2001, la croissance était plutôt faible (variation annuelle moyenne de 1,4 %), peut-être à cause des problèmes de l'industrie de la foresterie et de l'effondrement de l'économie asiatique⁹.

La plupart des constatations ayant trait aux variables sur les transitions sont semblables dans l'étude actuelle et dans celle de Drolet et Morissette (1998). Néanmoins, nous avons constaté une différence entre les variables sur les transitions : même s'il y avait une différence importante entre les personnes qui ont changé d'emploi en 1995 et celles qui ne l'ont pas fait en 2001, le fait qu'une personne ait changé d'emploi ou qu'elle ait conservé le même emploi n'a pas eu d'incidence sur son ascension professionnelle.

6. Résumé et conclusion

Il est relativement bien connu que les jeunes moins instruits, travaillant à temps partiel, occupant des postes non syndiqués dans le secteur des services, dans de petites entreprises, sont plus susceptibles d'avoir de faibles gains hebdomadaires. Or, nous savons bien moins de choses sur les travailleurs qui gravissent les échelons et ceux qui ont tendance à rester pris dans des emplois peu rémunérés. La présente étude avait entre autres pour but de répondre à cette question.

Environ 46 % des bas salariés dans l'étude actuelle ont connu une ascension professionnelle. Ces personnes étaient plus susceptibles d'être des hommes jeunes (de 16 à 24 ans), d'occuper un poste professionnel dans les secteurs liés aux entreprises/sciences, dans une grande entreprise syndiquée et de vivre en Ontario ou en Alberta. En apparence, il nous a semblé que, même s'ils changeaient d'emploi ou qu'ils gardaient le même emploi, les travailleurs avaient tout autant de chances de gravir les échelons. Or, après un examen plus approfondi, le *changement d'emploi* était plus

⁹ Source : CANSIM II tableau 282-0055 – Estimations de l'Enquête sur la population active (EPA) par région économique; Colombie-Britannique; emploi (personnes x 1 000).

révéléateur, car il nous a permis de constater qu'il était plus avantageux de changer d'emploi lorsque les travailleurs entraient au service d'une grande entreprise (500 travailleurs ou plus) et/ou d'une organisation syndiquée en 2001. Le fait de garder le même emploi n'empêchait pas la mobilité ascendante si le travailleur changeait de fonctions et/ou qu'il faisait au moins 5 heures de travail de plus par semaine.

La moitié (53 %, soit environ 897 400) des travailleurs canadiens peu rémunérés en 1996 occupaient toujours un emploi peu rémunéré cinq ans plus tard. Le plus souvent, ces personnes étaient des femmes plus âgées, moins instruites et qui occupaient un emploi à temps partiel dans le secteur de la vente. Les entreprises où elles travaillaient avaient moins de chances d'être syndiquées et étaient plus susceptibles d'être petites (moins de 20 employés).

Des différences entre les sexes ont été constatées dans la présente étude, même lorsqu'un certain nombre de variables importantes sont demeurées constantes (p. ex., l'âge, le niveau d'instruction, la profession et le statut d'employé à temps partiel). Autrement dit, les femmes étaient bien plus susceptibles de toucher de faibles gains et bien moins susceptibles de gravir les échelons que les hommes. Néanmoins, certaines circonstances étaient plus favorables aux femmes. Par exemple, celles-ci avaient moins de chances d'occuper un emploi peu rémunéré par rapport à l'incidence globale (31 %) lorsqu'elles avaient un grade universitaire et/ou qu'elles travaillaient dans une grande entreprise (500 travailleurs ou plus). Il semble également que les meilleurs emplois pour les femmes, pour ce qui est des gains financiers, soient ceux de professionnelles/scientifiques, dans les services publics et les secteurs professionnels/scientifiques.

Les résultats sur les bas salariés obtenus dans l'étude de Drolet et Morissette (1998) sont semblables à ceux de l'étude actuelle. En général, la probabilité d'occuper un emploi peu rémunéré était en général bien plus élevée chez les hommes en 1996 (étude actuelle) qu'elle l'était en 1993 (étude de Drolet et Morissette). Cependant, les conditions financières semblent s'être améliorées chez les travailleurs de sexe masculin à temps partiel pour qui la probabilité d'être peu rémunérés en 1993 était de 86 % et, en 1996, de 69 %. Contrairement aux hommes, les conditions des femmes semblent s'être améliorées en général. Par exemple, dans le secteur des services de consommation, les femmes ont enregistré une diminution de 20 points de la probabilité d'occuper un emploi peu rémunéré en 1996 (45 %) par rapport à 1993 (65 %).

Lorsque l'on compare la mobilité ascendante en 1995 et 2001, les travailleurs de l'étude actuelle avaient trois fois plus de chances de gravir les échelons, dans l'ensemble (46 %), que ceux de 1995 (15 %). La plupart des constatations sont semblables, sauf que les travailleurs du secteur des services publics étaient les plus susceptibles de gravir les échelons en 1995 mais qu'ils étaient les moins susceptibles de le faire en 2001. Des différences entre les régions ont également été constatées. Les bas salariés en Colombie-Britannique étaient les plus susceptibles de gravir les échelons en 1995 mais les moins susceptibles de le faire en 2001. La mobilité ascendante accrue en Colombie-Britannique en 1995 a peut-être été favorisée par une économie plus forte que la moyenne nationale, alors que la difficulté de gravir les échelons en 2001 pourrait être attribuée à des problèmes dans le secteur forestier et au recul économique en Asie. Enfin, même si le

changement d'emploi était un prédicteur important de l'ascension professionnelle en 1995, les personnes qui avaient changé d'emploi en 2001 n'étaient pas beaucoup plus susceptibles de gravir les échelons que celles qui avaient conservé le même emploi.

Il est important de mentionner que les « faibles gains hebdomadaires » ont été définis d'une manière particulière dans la présente étude et que la définition de cette variable pourrait mener à des conclusions différentes quant au nombre de personnes qui ont été identifiées comme touchant une « rémunération faible ». L'usage exclusif des renseignements sur les salaires est peut-être une limite de la présente étude puisque ces données n'incluent pas les avantages non pécuniaires de l'emploi, comme l'assurance-maladie complémentaire. Par ailleurs, le salaire ne représente qu'une partie du revenu d'une personne. Par exemple, nous n'avons pas tenu compte du revenu de placement, des transferts gouvernementaux ou du revenu touché par d'autres membres de la famille. Même s'il est probable que les salariés de la présente étude ait subi des contraintes financières, nous ne pouvons pas nécessairement faire cette hypothèse. Qu'arrive-t-il si le conjoint ou les autres membres de la famille de cette personne ont un emploi bien rémunéré? Selon une étude sur le revenu de la famille économique¹⁰ des bas salariés réalisée en 1996, 80 % vivaient sous le seuil de faible revenu de Statistique Canada. Par conséquent, ces bas salariés vivaient en général dans des familles à faible revenu.

Une autre limite de l'étude actuelle, c'est que les travailleurs ont été comparés à deux moments distincts. On ne s'attardait pas en majorité aux changements qui ont pu se produire entre ces deux moments. À des fins de comparaison, l'exploration de l'évolution de l'emploi peu rémunéré pendant la période entière pourrait être bénéfique pour les recherches futures.

La présente étude a une troisième limite : les travailleurs à temps partiel et à temps plein y sont examinés ensemble. Certaines considérations analytiques sont associées à l'inclusion des employés à temps partiel. Par exemple, il peut y en avoir dont le taux horaire est passablement élevé, mais s'ils ne travaillent pas beaucoup d'heures pendant la semaine, ils peuvent être classés comme s'ils étaient peu rémunérés. De plus, cette étude a révélé que la probabilité des travailleurs qui travaillaient à temps partiel parce qu'ils ne pouvaient trouver d'emploi à temps plein a diminué considérablement (tableau 1). Cela porte à croire qu'il se peut qu'il y ait moins de travailleurs à temps partiel qui se sentent pris dans le travail à temps partiel. Pour contrer ces limites, une prochaine étude portera uniquement sur les travailleurs à temps plein.

Selon les constatations obtenues, il existe plusieurs autres possibilités de recherches futures. Par exemple, comme le fait de conserver le même emploi ne nuit pas à la mobilité ascendante, il serait important d'étudier l'impact que d'autres changements pourraient avoir sur l'emploi d'une personne, comme l'acquisition d'expérience de travail et l'ancienneté. Pour mieux comprendre les différences observées entre les sexes, il serait intéressant d'examiner l'impact que le fait d'avoir une famille a sur la mobilité

¹⁰ Une *famille économique* est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont apparentées par le sang, par alliance, par union libre ou par adoption (Dictionnaire du recensement de 2001; version Internet, Statistique Canada, n° au catalogue 92-378).

ascendante. Comme l'étude actuelle n'a pas pu expliquer s'il existait des différences entre les travailleurs pour ce qui est du temps qu'il leur faut pour sortir d'un emploi peu rémunéré, des recherches futures pourraient chercher à savoir si les personnes qui sont congédiées mettent plus de temps à gravir les échelons que celles qui sont mises à pied ou qui quittent leur emploi, par exemple.

Plusieurs autres facteurs importants liés à la rémunération faible et à la mobilité ascendante n'ont toujours pas été examinés, étant donné les problèmes liés à la taille de l'échantillon, notamment : les minorités visibles, la santé, le revenu familial et les handicaps physiques. On pourrait examiner l'apport de ces variables dans des recherches futures en combinant divers panels de répondants de l'EDTR.

Références

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](#) N°. 11F0019MIF au catalogue, no.157.

Drolet, M. & Morissette, R. (1998). « La mobilité ascendante des bas salariés au Canada: 1993-1995 », [Série de documents de recherche - Revenu](#), N°. 75F0002MIF au catalogue, 1993-1995 no.7.

Gunderson, M. (1998). « Les femmes et le marché du travail canadien (transitions vers l'avenir) » [Monographies du recensement de 1991](#), N°. 96-321-MPF au catalogue, no.2.

Heisz, A., Jackson, A., & Picot, G. (2002). « Les entreprises gagnantes et perdantes du marché de l'emploi des années 90 ». [Direction des études analytiques documents de recherche](#), du numéro 11F0019MIF au catalogue, no.184.

Marshall, Katherine. « Les avantages de l'emploi » [L'emploi et le revenu en perspective](#), du numéro 75-001-XIF au catalogue, mai 2003 vol.4 no.5.

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

Statistique Canada (2002, April). « Femmes au Canada : une mise à jour du chapitre sur le travail », [Division des statistiques sociales, du logement et des familles](#), N°. 89F0133XIF au catalogue.

Statistique Canada (2003). « Enquête sur la dynamique du travail et du revenu - un aperçu de l'enquête », [Division de la statistique du revenu](#), N°. 75F0011XIF au catalogue

Annexe A1 : Caractéristiques des travailleurs et faibles gains

Caractéristiques de travailleurs, 1996	Incidence des faibles gains, 1996			Probabilité de faibles gains ¹¹					
	Tous	Hommes	Femmes	Tous		Hommes		Femmes	
				1996	1993 ¹²	1996	1993	1996	1993
Total des bas salariés	30,9	21,8	41,1	25,7	16	17,0	7	39,4	36
Âge									
16-24	69,1	64,0	75,6	60,2	55	47,4	38	74,0	71
25-34	31,0	21,6	42,4	27,3	19	17,8	9	42,4	41
35-44	25,8	15,6	37,0	21,0	13	13,1	5	33,3	32
45-50	26,1	16,9	35,1	22,7	19	15,8	6	34,9	s.o.
Niveau d'instruction									
Études secondaires ou moins	41,4	31,0	54,3	36,0	23	24,2	11	52,2	46
Quelques années d'études postsecondaires (pas de diplôme)	30,3	20,6	40,6	25,3	16	16,4	7	39,8	37
Grade universitaire	14,6	7,9	21,3	13,5	8	8,8	3	21,5	20
Sexe									
Hommes	21,8	21,8	s.o.	19,4	s.o.	17,0	s.o.	--	s.o.
Femmes	41,1	s.o.	41,1	34,3	s.o.	--	s.o.	39,4	s.o.
Profession									
Professionnels, gestionnaires, scientifiques	20,3	21,1	26,9	18,6	9	13,0	5	27,4	21
Personnel de bureau	39,9	34,6	41,3	25,8	19	22,9	10	36,5	41
Ventes	45,9	35,2	55,2	28,3 ^{nsf}	24	20,2	10	41,8	54
Services	63,4	42,9	82,3	56,2	41	36,4	22	78,2	65
Travail manuel	25,9	21,2	57,4	27,0 ^{nsf}	19	15,7	6	66,5	60
Région									
Atlantique	39,3	26,4	51,9	36,3	31	22,4	11	55,7	62
Québec	32,2	23,9	42,2	29,4	20	19,8 ^{nsf}	9	43,5	39
Ontario	27,7	19,2	37,1	22,0	13	14,6	5	34,0	30
Manitoba et Saskatchewan	38,4	26,8	50,0	33,0 ^{nsf}	31	20,2 ^{nsf}	12	53,8 ^{nsf}	57
Alberta	34,6	22,6	47,5	28,9	13	18,1 ^{nsf}	5	45,2 ^{nsf}	39
Colombie-Britannique	26,8	19,8	34,5	19,7	10	14,5	5	27,0	24
Échantillon pondéré	5 511 080	2 907 762	2 603 318	5 511 080	s.o.	2 907 762	s.o.	2 603 318	s.o.
Échantillon non pondéré	6195	3133	3062	6195	7305	3133	3800	3062	3505

■ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.


s.o. sans objet—soit que les données sont sans objet pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

¹¹ Un modèle logistique a servi à estimer la probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région) ainsi que les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical). La probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

¹² Les données de 1993 sont tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe A2 : Caractéristiques de l'emploi et faibles gains

Caractéristiques de l'emploi, 1996	Incidence des faibles gains, 1996			Probabilité de faibles gains ¹³					
	Tous	Hommes	Femmes	Tous		Hommes		Femmes	
				1996	1993 ¹⁴	1996	1993	1996	1993
Total des bas salariés	30,9	21,8	41,1	25,7	16	17,0	7	39,4	36
Secteur d'activité									
Production de biens	14,2	11,1	34,4	11,7	15	7,5	5	27,5	30
Services de distrib.	37,3	27,0	51,2	32,9 ^{nsf}	s.o.	22,4 ^{nsf}	s.o.	48,7 ^{nsf}	s.o.
Services aux entrep. prof. et scientifique	26,6	18,5	32,1	20,9	s.o.	16,9 ^{nsf}	s.o.	31,3	s.o.
Services de consommation	60,5	44,7	75,5	30,6	35	19,6	16	45,1	65
Services publics	24,1	10,3	30,9	19,0	12	9,5	5	36,2	30
Fabrication	27,2	22,2	42,2	35,1 ^{nsf}	s.o.	23,7 ^{nsf}	s.o.	36,4 ^{nsf}	s.o.
Taille d'entreprise									
Moins de 20 travailleurs	43,2	29,3	55,9	33,1	24	21,0	12	51,0	48
De 20 à 99 travailleurs	33,5	25,1	43,0	28,0	24	19,1 ^{nsf}	12	41,3	48
De 100 à 499 travailleurs	21,9	13,9	32,4	20,4	17	13,1	6	32,1	39
500 travailleurs ou plus	16,4	13,7	19,5	17,9	12	13,9	5	24,0	28
Statut									
Empl à temps plein	24,1	20,3	29,4	19,4	10	16,1	6	23,8	19
Empl à temps partiel	81,5	71,9	83,0	84,1	86	68,6	86	89,9	91
Statut syndical									
Syndiqué	20,1	14,0	27,4	18,7	9	12,9	3	28,0	25
Non syndiqué	38,3	27,2	50,2	31,5	24	20,5	12	47,6	46
Taille de l'échantillon pondéré	5 511 080	2 907 762	2 603 318	5 511 080	s.o.	2 907 762	s.o.	2 603 318	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	6195	3133	3062	6195	7305	3133	3800	3062	3505

 Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans objet pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

¹³ Un modèle logistique a servi à estimer la probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région) ainsi que les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical). La probabilité d'avoir de faibles gains hebdomadaires en 1996 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

¹⁴ Les constatations sont fondées sur les données de 1993 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B1 : Caractéristiques des travailleurs et mobilité ascendante

Caractéristiques personnelles	Incidence	Probabilité ¹⁵	
		2001	1995 ¹⁶
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Âge, 1996			
16-24	58,0	58,7	16
25-34	48,6	45,4	16
35-44	43,0	43,5	16
45-50	42,7	41,3	s.o.
Niveau d'instruction le plus élevé, 1996			
Études secondaires au moins	39,2	37,7	15
Quelques années d'études postsecondaires	51,0	50,2	15
Grade universitaire	69,7	69,3	21
Sexe			
Hommes	68,2	71,6	s.o.
Femmes	35,0	31,5	s.o.
Profession, 1996			
Professionnels, gestionnaires, scientifiques	64,6	69,4	24
Personnel de bureau	40,3	50,1	17
Ventes	32,6	31,7	11
Services	30,6	33,7	11
Travail manuel	55,5	35,4	14
Région, 1996			
Atlantique	41,4	40,5	8
Québec	41,4	34,3 ^{nsf}	15
Ontario	52,6	56,5	20
Manitoba et Saskatchewan	43,6	40,8 ^{nsf}	8
Alberta	51,1	56,0	15
Colombie-Britannique	50,3	46,3 ^{nsf}	20
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	2 016	2 016	2 188

■ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.


s.o. sans objet—soit que les données sont sans objet pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

¹⁵ Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical) et les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus) et la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué). La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

¹⁶ Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B2 : Caractéristiques de l'emploi et ascension professionnelle

Caractéristiques de l'emploi, 1996	Incidence 2001	Probabilité ¹⁷	
		2001	1995 ¹⁸
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Secteur d'activité			
Production de biens	62,3	55,3 ^{nsf}	19
Services de distribution	43,3	43,2 ^{nsf}	s.o.
Services aux entreprises, professionnels, scientifiques	58,5	66,0	s.o.
Services de consommation	30,7	39,9	11
Services publics	51,8	44,6 ^{nsf}	19
Fabrication	56,9	52,4	s.o.
Taille de l'entreprise			
Moins de 20 travailleurs	37,7	38,3	16
De 20 à 99 travailleurs	48,5	49,5	12
De 100 à 499 travailleurs	55,1	54,2	16
500 travailleurs ou plus	70,3	60,0	16
Statut			
Emploi à temps plein	53,2	51,8	s.o.
Emploi à temps partiel	34,7	35,1	s.o.
Statut syndical, 1996			
Syndiqué	60,8	62,2	23
Non syndiqué	42,1	40,7	13
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	2 016	2 016	2 188

 Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.


s.o. sans objet—soit que les données sont sans objet pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

¹⁷ Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical) et les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus) et la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué). La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

¹⁸ Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B3 : Changement d'emploi et ascension professionnelle (modèle 1)

Variables sur les transitions ¹⁹	Incidence	Probabilité ²⁰	
		2001	1995 ²¹
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Changement d'emploi?			
Oui	46,9	46,8	19
Non	48,1	45,9 ^{nsf}	13
Non syndiqué en 1996 et syndiqué en 2001	59,8	63,6	27
Autres	45,8	44,2	15
Travaillait dans une petite entreprise (1996) et dans une grande entreprise (2001)	51,7	59,7	15
Autres	46,6	43,8	15
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	2 016	2 016	2 188

 Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans objet pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

¹⁹ Voir les variables sur la transition à l'annexe D pour les définitions.

²⁰ Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical) et les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus) et la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué). La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients. Comme les modèles 1, 2 et 3 ont produit des résultats semblables pour les caractéristiques personnelles, les caractéristiques de l'emploi et les variables sur la transition, seules les annexes B3, B4 et B5 présentent les taux d'incidence et de probabilité relatifs aux différentes variables sur le changement d'emploi (ou sur le même emploi).

²¹ Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

**Annexe B4 : Changement d'emploi/de fonctions et ascension professionnelle
(modèle 2)**

Variables sur les transitions	Incidence	Probabilité ²²	
		2001	1995 ²³
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Type de changement d'emploi			
Changement d'employeur	46,9	46,9 ^{nsf}	s.o.
Même emploi – fonctions différentes	57,3	56,1	23
Même emploi – fonctions identiques	44,5	41,5	14
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	2 016	2 016	2 188

□ Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans objet pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

²² Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical), les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise [moins de 20 travailleurs] à une grande entreprise [500 travailleurs et plus], la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué). La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

²³ Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe B5 : Changement d'emploi/d'heures et ascension professionnelle (modèle 3)

Variables sur les transitions	Incidence	Probabilité ²⁴	
		2001	1995 ²⁵
Total de l'ascension professionnelle	47,4	46,4	15
Changement du nombre d'heures de travail?			
Changement d'employeur	46,9	46,7	19
Même employeur – plus d'heures (5 heures et plus par semaine)	50,0	59,1	30
Même employeur – « autres » (les heures de travail n'ont pas augmenté d'au moins 5 heures)	47,2	40,3	9
Taille de l'échantillon pondéré	1 705 274	1 705 274	s.o.
Taille de l'échantillon non pondéré	2 016	2 016	2 188

Représente le groupe de référence de la régression logistique.

nsf : renvoie aux b (variables explicatives) du modèle logistique qui ne diffèrent pas beaucoup du groupe de référence représenté à l'aide de $\alpha = 0,05$.

s.o. sans objet—soit que les données sont sans objet pour des comparaisons (par exemple dans une régression sur les hommes seulement, les données pour les femmes sont sans objet), soit que ce n'est pas comparable parce que les variables de la présente étude diffèrent de celles de l'étude de Drolet & Morissette.

²⁴ Un modèle logistique a été utilisé pour estimer la probabilité de quitter un emploi peu rémunéré de 1996 à 2001. Les contrôles comprenaient les caractéristiques personnelles (l'âge, le niveau d'instruction, le sexe, la profession et la région), les caractéristiques liées à l'emploi (le secteur d'activité, le statut d'employé à temps partiel, la taille de l'entreprise et le statut syndical), les variables sur les transitions (le changement d'emploi, la transition d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus), la transition d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué) et la rémunération hebdomadaire en 1996. Dans ce modèle, les travailleurs ayant de faibles gains hebdomadaires en 1996 qui n'avaient pas changé d'emploi ont été classés comme suit : (1) ceux qui faisaient au moins 5 heures de plus par semaine de 1996 à 2001; (2) les « autres », ceux dont les heures de travail n'avaient pas augmenté d'au moins 5 heures par semaine. La probabilité de sortir de faibles gains hebdomadaires en 2001 a été calculée conditionnellement sur les valeurs moyennes des variables explicatives et leurs coefficients.

²⁵ Les constatations sont fondées sur les données de 1995 tirées de la régression logistique calculée par Drolet et Morissette (1998).

Annexe C : Fluctuations de la taille de l'échantillon

Groupe 1 : Travailleurs

Critères de sélection de l'échantillon	Taille de l'échantillon obtenu
Échantillon en 1996 (emplois-personnes, soit toutes les personnes et tous les emplois pour chaque personne)	55 753
Répondants longitudinaux sondés en 1996 et en 2001	33 946
Situation d'activité -employé en décembre 1996 et en décembre 2001 -la principale activité est celle d'un employé à temps plein ou à temps partiel	20 846
Sélection du seul emploi principal pour chaque personne en 1996 et en 2001 (ne pas tenir compte des emplois multiples)	11 075
Âgé de 16 à 50 ans en 1996	9 836
Non inscrit dans une école à temps plein	8 811
Exclut : -les travailleurs autonomes -les employés dans les secteurs de l'agriculture, de la pêche, de la chasse et du piégeage en 1996 et en 2001	8 308
Inclut seulement ceux qui ont déclaré des heures de travail ou des données sur le salaire en 1996 et en 2001	6 195

Groupe 2 : Travailleurs peu rémunérés

Critères de sélection de l'échantillon	Taille de l'échantillon obtenu
Débuter par l'échantillon 1 (ci-dessus)	6 195
Inclut seulement ceux qui avaient de faibles gains hebdomadaires en 1996	2 016

Annexe D : Définitions

Les variables suivantes ont été sélectionnées principalement pour assurer l'uniformité avec la recherche antérieure (Drolet et Morissette, 1998), afin de permettre la comparaison des constatations.

Secteurs d'activité : Les codes des secteurs dans l'EDTR sont ceux de l'employeur et reposent sur le Système de classification des industries d'Amérique du Nord (SCIAN) (la variable *nai3g10*), qui correspond au regroupement appelé SCIAN (20). Cette variable comprend 16 codes d'industrie qui ont été regroupés en 6 secteurs aux fins de la présente étude :

*Production de biens*²⁶—agriculture, pêche, piégeage, foresterie, mines, extraction de pétrole et de gaz, construction;

*Services de distribution*²⁷—transport et entreposage, communication, autres services publics, commerce, information, culture et loisirs;

*Services aux entreprises, professionnels et scientifiques*²⁸—finances, assurances, immobilier, services aux entreprises, services professionnels (p. ex., avocats, comptables), scientifiques et techniques (p. ex., conception de systèmes informatiques);

*Services de consommation*²⁹—gestion, administration et autres services de soutien, commerce de détail, hébergement, services de restauration et autres services;

*Services publics*³⁰—administrations publiques, éducation, santé, services sociaux et administration publique;

*Fabrication*³¹—industries manufacturières (p. ex., aliments, vêtements et autres produits manufacturés).

Situation d'emploi : La personne travaillait-elle à temps plein ou à temps partiel? Les travailleurs à temps plein et à temps partiel ont été inclus, entre autres, pour assurer l'uniformité avec la recherche antérieure (Drolet et Morissette, 1998). Les travailleurs à temps partiel ont également été inclus parce qu'ils ont tendance à différer des travailleurs à temps plein à bien des égards. Ils sont moins susceptibles de profiter de certains des avantages non pécuniaires du travail, comme l'assurance (p. ex., l'assurance-maladie, de soins dentaires et/ou vie/invalidité complémentaire) et les régimes de pension offerts par l'employeur (p. ex., les régimes de pension agréés) (Marshall, 2003). Il est donc important d'inclure les travailleurs à temps partiel dans la recherche pour mieux comprendre la situation de ce genre de travailleurs défavorisés.

²⁶ Production de biens – codes du SCIAN : 1100 à 1129, 1151 à 1152, 1131 à 1142, 1153, 2100 à 2131, 2311 à 2329.

²⁷ Services de distribution – codes du SCIAN : 2211 à 2213, 4111 à 4543, 4811 à 4931, 5111 à 5142, 7111 à 7139.

²⁸ Services aux entreprises, professionnels et scientifiques – codes du SCIAN : 5211 à 5331, 5411 à 5419.

²⁹ Services de consommation – codes du SCIAN : 5511 à 5629, 7211 à 7224, 8111 à 8141.

³⁰ Services publics – codes du SCIAN : 6111 à 6117, 6211 à 6244, 9110 à 9191.

³¹ Fabrication – codes du SCIAN : 3111 à 3399.

Professions³² : Regroupement de professions 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 qui repose sur la classification de 1980). Si l'emploi à pris fin pendant l'année, le groupe de profession est celui à la fin de la période d'emploi. Cinq professions ont été retenues dans la présente étude :

Professionnels, gestionnaires, scientifiques – comprend les professions dans les secteurs suivants : 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 artistique, littéraire et des loisirs;

Personnel de bureau – personnel administratif et travailleurs assimilés (p. ex., commis, sténographes, teneurs de livres, opérateurs de machines de traitement de données et magasiniers, réceptionnistes, hôtesses d'accueil, facteurs et messagers);

Ventes – travailleurs spécialisés dans la vente;

Services – travailleurs spécialisés dans les services (p. ex., travailleurs spécialisés dans la préparation des aliments et boissons et les services connexes, les services de logement et secteurs connexes, l'entretien des vêtements et des tissus d'ameublement);

Travail manuel – comprend le travail dans une usine; le traitement des aliments, des boissons et des textiles; les ouvriers qualifiés et les métiers; les mineurs, carriers; la fabrication de produits; les travailleurs spécialisés dans le montage et la réparation; les travailleurs spécialisés de la construction; le personnel d'exploitation des transports; les manutentionnaires et les travailleurs assimilés; d'autres ouvriers qualifiés et les conducteurs de machines.

Variables de transition :

Changement d'emploi – trois définitions différentes dans les modèles logistiques pour l'ascension professionnelle :

Modèle 1 : La personne exerce un emploi principal en 2001 différent de celui de 1996.

Modèle 2 : Ceux qui sont demeurés chez le même employeur ont été divisés en deux groupes : (1) changement des tâches, et (2) mêmes tâches.

Modèle 3 : Ceux qui sont demeurés chez le même employeur ont été divisés en deux groupes : (1) ceux qui ont augmenté leurs heures de travail de 5 heures par semaine ou plus de 1996 à 2001, et (2) « les autres », soit ceux dont les heures de travail n'ont pas augmenté d'au moins 5 heures par semaine (annexe B5).

Changements du statut syndical – Les travailleurs qui n'étaient pas visés par une convention collective ni employés par une organisation syndiquée en 1996 mais qui, en 2001, étaient soit visés par une convention collective ou travaillaient maintenant pour une organisation syndiquée.

³² Comme le nombre de professions inclus dans chacune de ces catégories est trop important pour être énuméré, toute personne intéressée peut consulter la publication Aperçu de l'enquête – « Enquête sur la dynamique du travail et du revenu », n° 75F0011XIF au catalogue.

Changement de la taille de l'entreprise – Travailleurs qui étaient dans une petite entreprise (moins de 20 personnes) en 1996, mais qui, en 2001, sont soit passés à une grande entreprise (500 personnes ou plus), ou ont vu leur organisation croître et compter 500 employés ou plus.

Travailleurs syndiqués – Travailleurs visés par une convention collective, qu'ils soient membres d'un syndicat ou non.

Rémunération : Salaire horaire versé en échange du travail rémunéré d'un employé à la fin de l'année de référence ou à la fin de l'emploi s'il a cessé pendant l'année de référence. Le montant comprend les pourboires, les bonis et les commissions. Les emplois de travailleurs rémunérés à qui aucune heure n'a été payée portent la valeur « sans objet ». Ce taux est multiplié par la moyenne des heures de travail habituelles que le répondant a faites par semaine en décembre et donne le salaire hebdomadaire.