

L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada

René Morissette* et Marie Drolet**

N° 138

11F0019MPE N° 138

ISSN : 1200-5231

ISBN : 0-660-96255-1

Prix : 5 \$ le numéro, 25 \$ par année

Analyse des entreprises et du marché du travail
Immeuble R.-H.-Coats, 24-H, Ottawa, K1A 0T6

*Statistique Canada (613) 951-3608

**Statistique Canada (613) 951-5691

Télécopieur : (613) 951-5403

Internet : moriren@statcan.ca

Internet : drolmar@statcan.ca

22 décembre 1999

Les auteurs désirent remercier Thomas Dufour et Emile Tompa pour avoir fourni certaines des données utilisées dans l'article, Denise Doiron, Hubert Frenken, Karen Maser, Garnett Picot et Mike Shannon pour leurs commentaires utiles suite à une version antérieure et Christian Nadeau et Georgia Roberts pour leur aide technique.

Le présent document exprime les vues des auteurs et ne reflète pas nécessairement l'opinion de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

<i>I. Introduction.....</i>	<i>1</i>
<i>II. Facteurs déterminants de la protection offerte par un RPA.....</i>	<i>2</i>
<i>III. Tendances de la protection en matière de pensions : enquêtes-ménages et données administratives</i>	<i>7</i>
<i>IV. Protection en matière de pensions d'un groupe d'âge à l'autre</i>	<i>11</i>
<i>V. Pourquoi la protection en matière de pensions a-t-elle changé d'un groupe d'âge à l'autre?</i>	<i>15</i>
<i>VI. Résultats des estimations</i>	<i>16</i>
<i>VII. Conclusion</i>	<i>21</i>
<i>Bibliographie</i>	<i>71</i>

Résumé

Le présent document réunit des données de plusieurs enquêtes-ménages pour documenter l'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990.

Nos principales observations sont les suivantes. Premièrement, les données administratives tirées de la base de données sur les régimes de pensions au Canada (RPAC) aussi bien que les données tirées d'enquêtes-ménages indiquent que la proportion de femmes couvertes par un régime de pensions agréé (RPA) a augmenté. Par contre, les données sur les RPAC indiquent une diminution de la protection offerte aux hommes, tandis que les enquêtes-ménages n'indiquent aucune tendance à la baisse chez les hommes. Deuxièmement, les agrégats d'échantillon cachent des différences intéressantes au sein de la population. Nous avons observé une baisse de la protection offerte par les pensions aux jeunes travailleurs (âgés de 25 à 34 ans) *relativement* à celle offerte aux travailleurs plus âgés (35-50 ans). La protection des jeunes hommes a baissé, tandis que la protection est demeurée assez stable pour les hommes plus âgés. D'autre part, la protection offerte par les pensions est demeurée assez constante pour les jeunes femmes tout en subissant une hausse appréciable pour les femmes plus âgées.

Il existe plusieurs facteurs qui peuvent être reliés à des changements du taux d'adhésion à un régime de pensions. Cette étude est capable d'examiner trois de ces facteurs : les changements dans la répartition de l'emploi par secteur d'activité, les changements dans les compétences requises par les emplois (approximées par le taux de rémunération horaire) et les changements du taux de syndicalisation. Les facteurs qui n'ont pu être considérés incluent des changements législatifs, les changements dans la répartition de l'emploi par taille d'entreprise et les changements dans le niveau d'ancienneté des travailleurs.

De tous les facteurs considérés, la baisse du taux de syndicalisation et des déplacements de l'emploi vers des branches d'activité à faible protection semblent le plus fortement corrélés avec la baisse du taux d'adhésion observée chez les jeunes hommes. La protection accrue offerte aux femmes plus âgées semble résulter de leur plus grande propension à occuper des emplois à rémunération élevée, requérant davantage de compétences, lesquels sont caractérisés par un haut taux de protection. La baisse du taux de syndicalisation de ces femmes compense en partie cette tendance.

Mots clés : Régimes de pension; Retraite; Jeunes travailleurs; Qualité de l'emploi.

I. Introduction

Depuis quelques années, la réforme rationnelle du Régime de pensions du Canada (RPC) suscite un débat animé. Le vieillissement de la population active du Canada et le souci du gouvernement fédéral de modifier le déséquilibre budgétaire qu'aurait entraîné le statu quo ont donné lieu à une augmentation de la cotisation versée par les employeurs et les travailleurs au RPC. Comme conséquence de ce débat, on a l'impression que les Canadiens s'inquiètent de plus en plus du niveau de vie dont ils jouiront à la retraite. La récente évolution de la structure des salaires, marquée par un écart croissant entre les travailleurs à revenu faible et à revenu élevé au Canada aussi bien que dans de nombreux pays industrialisés, a sans doute exacerbé cette inquiétude. Des observations non scientifiques indiquent que certains Canadiens estiment que la meilleure façon de se préparer à la retraite est de se fier à des économies personnelles (dans le cadre de régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) ou d'un régime de pension agréé (RPA) d'employeur) plutôt qu'à des transferts gouvernementaux appréciables.

Malgré l'importance de ce sujet, on connaît très mal actuellement l'envergure des changements survenus dans la protection offerte aux travailleurs canadiens par les régimes de pension agréés au cours de la dernière décennie. Jusqu'à présent, les seuls renseignements disponibles au sujet de l'évolution de la protection offerte par les pensions au Canada ont été des données administratives publiées chaque année par Statistique Canada. Bien que ces données agrégées documentent les tendances chez les hommes et les femmes pour toutes les provinces, elles ne décrivent guère des caractéristiques importantes des travailleurs et des professions comme l'âge, l'éducation, l'ancienneté, l'emploi, le statut syndical et la taille des entreprises. Par conséquent, les données ne permettent pas de documenter les tendances en matière de protection RPA pour des groupes *particuliers* de travailleurs canadiens.

Le présent document cherche à combler cette lacune. À l'aide d'un choix d'enquêtes-ménages contenant des données individuelles tant pour la protection RPA que pour les caractéristiques des travailleurs et des emplois, nous verrons comment la protection en matière de pensions a évolué au cours des dix dernières années pour les hommes et les femmes de différents groupes d'âge travaillant à temps plein. Autant que nous sachions, aucune étude canadienne n'a examiné cette question jusqu'à présent.

Plusieurs études canadiennes (Beach et Slotsve, 1996; Morissette, Myles et Picot, 1994) ont permis de documenter l'écart croissant entre le salaire des jeunes travailleurs et celui des travailleurs plus âgés au cours des deux dernières décennies, mais on ne sait guère dans quelle mesure cet écart croissant est accompagné d'un élargissement de l'écart en matière d'avantages sociaux, dont le plus important est la protection offerte par les pensions. En cernant les tendances liées à la protection offerte par les RPA pour divers groupes d'âge, nous avons pu aborder cette question.

Aux États-Unis, des études antérieures ont montré que le pourcentage de travailleurs ayant un régime de pension a baissé appréciablement au cours des années 1980 (Parsons, 1991; Bloom et Freeman, 1992; Even et Macpherson, 1994). Le déclin a été particulièrement marqué chez les jeunes hommes. Les données administratives mentionnées ci-dessus indiquent qu'au Canada, entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, la protection offerte par les pensions a diminué parmi les hommes et augmenté parmi les femmes. Compte tenu de ces deux tendances opposées, la proportion de la population active du Canada qui est protégée est demeurée relativement stable au cours de la période en question.

Le présent document indique qu'entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, la protection en matière de pensions a baissé appréciablement parmi les jeunes hommes, est demeurée relativement constante parmi les hommes plus âgés et les jeunes femmes et a augmenté appréciablement parmi les femmes plus âgées. Grâce à l'existence de microdonnées sur les caractéristiques des travailleurs et des emplois, nous sommes en mesure d'évaluer à quel point ces changements ont été associés à des modifications de la structure industrielle et professionnelle de l'emploi, de même qu'à l'évolution du taux de syndicalisation. Nos résultats indiquent que ces changements sont un aspect important de l'évolution des taux de protection. Plus précisément, le déclin du syndicalisme et les déplacements entre branches d'activité sont associés en grande partie à la baisse de la protection chez les jeunes hommes. Nous avons constaté également que la protection accrue offerte aux femmes plus âgées semble liée à leur plus grande propension à occuper des postes relativement bien rémunérés, lesquels sont caractérisés par un haut taux de protection.

À la section II, il est question des facteurs qui peuvent avoir une influence sur la protection offerte aux travailleurs canadiens par un RPA. Une attention particulière est accordée à la récente modification des lois se rapportant aux régimes de pension, qui a pu entraîner des changements du taux de protection. De plus, nous déterminons si les tendances en matière de protection offerte par les pensions sont différentes selon qu'elles sont tirées des enquêtes-ménages ou des données administratives (section III). À la section IV, nous décrivons l'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs à temps plein jeunes et plus âgés au cours des quinze dernières années au Canada. Les explications possibles de ces tendances sont présentées à la section V, et nos résultats à la section VI. Les conclusions figurent à la section VII.

II. Facteurs déterminants de la protection offerte par un RPA

Qu'un travailleur soit protégé ou non par un RPA dépend, au sens comptable, de trois facteurs : 1) le **taux de l'offre**, c'est-à-dire la décision de l'employeur d'offrir un régime à ses employés, 2) le **taux d'admissibilité**, c'est-à-dire le pourcentage des employés des entreprises offrant un régime qui sont *admissibles* à ce régime, 3) le **taux de participation**, c'est-à-dire le pourcentage des employés admissibles qui *participent* à un régime¹. Comme c'est le cas pour la plupart des RPA, lorsque la

¹ Définitions :

- L : le nombre total des travailleurs rémunérés dans l'économie;
- O : le nombre total des travailleurs rémunérés relevant d'entreprises offrant un régime;
- E : le nombre total des travailleurs rémunérés relevant d'entreprises offrant un régime qui sont admissibles à ce régime;
- P : le nombre total des travailleurs admissibles qui choisissent de participer à un régime.

-le **taux de l'offre** = O/L , c.-à-d. le pourcentage des travailleurs rémunérés relevant d'entreprises qui offrent un régime

-le **taux d'admissibilité** = E/O , c.-à-d. le pourcentage des travailleurs rémunérés relevant d'entreprises offrant un régime qui sont admissibles

-le **taux de participation** = P/E , c.-à-d. le pourcentage des travailleurs admissibles qui choisissent de participer à un régime

-le **taux de protection** = P/L , c.-à-d. le pourcentage des travailleurs rémunérés qui sont protégés

Dès lors, par définition, le taux de protection est le produit du taux de l'offre, du taux d'admissibilité et du taux de participation, c.-à-d. $P/L = (P/E) * (E/O) * (O/L)$. Cette équation simple montre que le taux de protection change lorsqu'il y a variation de la mesure dans laquelle les entreprises offrent un régime, des conditions d'admissibilité et/ou de la mesure dans laquelle les travailleurs choisissent de participer à un régime.

participation à un régime est obligatoire, le taux de protection est fonction uniquement du taux de l'offre et des conditions d'admissibilité.

A) Taux de l'offre

Les entreprises peuvent choisir d'offrir un régime de pension pour réduire le roulement du personnel (les pensions servant de mécanisme de report de la paye) ou pour recruter un personnel très compétent (Gustman et coll., 1994), ou encore parce qu'elles se sentent responsables de verser à leurs employés une partie de leur revenu de retraite.

Il importe de mentionner trois éléments essentiels au sujet de la décision d'un employeur d'offrir un régime de pension agréé. Tout d'abord, les employeurs canadiens ne sont pas obligés, en vertu de la loi, d'offrir un régime de pension à leur personnel². Deuxièmement, si une entreprise décide d'instaurer un régime, celui-ci ne doit pas englober l'ensemble des employés de l'entreprise³. Troisièmement, un employeur peut offrir différents régimes de pension pour divers groupes de travailleurs au sein de l'entreprise : un employeur peut instaurer un régime pour les cadres, un autre pour les salariés et un troisième pour les travailleurs horaires.

Les employeurs sont généralement autorisés à mettre fin volontairement au régime de pension⁴. C'est ce qui se produit en cas de vente d'une entreprise ou en cas de fusion, lors de la restructuration d'une société ou lors d'une faillite, ou encore comme suite à un changement interne particulier. Ainsi, une modification de la loi qui rendrait les modalités d'administration d'un régime plus coûteuses ou plus complexes pourrait décider certaines entreprises à mettre fin à leur régime existant. Frenken et Maser (1992) ont fourni des données qui indiquent que, depuis le début des années 1990, certains employeurs ont mis fin à leur RPA pour le remplacer par un REER collectif. De même, une augmentation de la cotisation de l'employeur à divers programmes, par exemple le RPC ou le RRQ ou encore l'assurance-emploi, risque d'empêcher de nouveaux employeurs d'offrir un RPA ou de décider des employeurs existants à mettre fin à leur régime (Frenken, 1996).

Au cours des années 1980 et au début des années 1990, les lois sur les pensions de la plupart des provinces ont subi une réforme majeure. Les conditions d'admissibilité mises à part, les

² Les employeurs qui offrent un RPA doivent, en vertu de la loi, verser une cotisation à ce RPA. Les employeurs dont le régime de pension comporte un excédent peuvent être exemptés du versement. Les employés qui sont protégés par un RPA doivent verser une cotisation si le RPA est un régime *contributif*, c'est-à-dire si le contrat du régime de pension les oblige à verser une cotisation. S'il s'agit d'un régime *non contributif*, les employés ne sont pas obligés de verser une cotisation et l'employeur absorbe le coût du régime. En 1994, 75 % environ des travailleurs rémunérés protégés par un RPA relevaient d'un régime contributif. Il existe une différence appréciable entre le secteur public et le secteur privé : tandis que les participants à un régime du secteur public doivent presque tous verser une cotisation, moins de la moitié de leurs homologues du secteur privé doivent en verser une (Statistique Canada, n° de cat 74-507-XPB, p. 54).

³ Guide Mercer sur les régimes de retraite et les avantages sociaux au Canada (1996, p. 9).

⁴ Il est parfois nécessaire d'obtenir l'assentiment syndical pour mettre fin au régime lorsque celui-ci est établi dans le cadre d'une convention collective.

modifications législatives ont touché au moins trois dispositions des régimes de pension : 1) les conditions de dévolution, 2) les conditions de gel et 3) le partage des coûts⁵.

Les employés qui quittent l'entreprise sont admissibles à un remboursement de leurs propres cotisations, mais pas nécessairement de celles de leur employeur. Le terme « dévolution » se rapporte au droit d'un employé qui quitte la compagnie de recevoir les cotisations versées en son nom par l'employeur. Avant les modifications législatives mentionnées ci-dessus, les lois provinciales et fédérales exigeaient généralement que les personnes quittant leur emploi soient admissibles aux cotisations versées par leur employeur si elles étaient âgées de 45 ans au moins *et* si elles avaient accumulé au moins 10 années de service ininterrompu. Tout RPA devait satisfaire cette exigence minimale⁶. Toutefois, les nouvelles lois ont modifié cette condition minimale : les personnes qui quittent leur emploi sont désormais admissibles aux cotisations versées par leur employeur si elles ont adhéré au régime durant au moins 2 ans, peu importe leur âge. Ce changement fera augmenter les coûts pour les employeurs dont le régime comportait antérieurement des critères de dévolution de *plus* de 2 années d'adhésion au régime.

Les prestations de pension sont « gelées » ou immobilisées lorsqu'elles servent uniquement à fournir un revenu de retraite (pas de paiement forfaitaire). Les modifications législatives mentionnées ci-dessus ont probablement fait augmenter le nombre de travailleurs pour qui les prestations de pension sont gelées. En vertu des lois antérieures, les prestations n'étaient gelées que si les personnes étaient âgées d'au moins 45 ans *et* si elles avaient accumulé au moins 10 années de service ininterrompu. Les nouvelles lois exigent désormais que les prestations soient gelées dès qu'un travailleur a participé au régime pendant deux ans. Il est possible que ces nouvelles conditions fassent augmenter le coût pour l'employeur, pour la raison suivante. Lorsque les prestations ne sont pas gelées, les personnes qui quittent la compagnie peuvent choisir un remboursement de leurs propres cotisations. Or, il est possible que cela suppose qu'ils renoncent aux cotisations versées en leur nom par l'employeur⁷. Autrement dit, l'option de remboursement peut supposer des coûts nettement inférieurs pour l'employeur. Puisque les nouvelles lois rendent le remboursement accessible à moins de travailleurs, il en résultera probablement des coûts plus élevés pour les entreprises⁸.

⁵ Avant le milieu des années 1980, certaines provinces, par exemple la Nouvelle-Écosse, l'Ontario et le Manitoba, n'avaient aucune disposition quant au versement, au conjoint survivant d'un employé, d'une prestation de décès antérieure à la retraite. La nouvelle loi adoptée dans ces provinces exige désormais que de 60 % à 100 % de la valeur escomptée des prestations accumulées soient versés au conjoint survivant. Ces changements font qu'il en coûte plus cher d'offrir un RPA, mais la différence devrait être assez faible.

⁶ Puisqu'il s'agit là d'une exigence minimale, un régime de pension peut comporter des conditions de dévolution plus généreuses. Ainsi, en 1984, 5,7 % des participants à un RPA relevaient de régimes à dévolution immédiate (Régimes de pension au Canada, 1984: cat. 74-401, tableau 17).

⁷ En 1984, de tous les participants à un régime contributif jouissant d'une forme quelconque de dévolution des cotisations de l'employeur au moment de quitter leur emploi, 94 % environ auraient renoncé aux cotisations de l'employeur s'ils avaient choisi le remboursement de leurs propres cotisations (Régimes de pension au Canada, 1984 : cat. 74-401, p. 48)

⁸ Du point de vue des coûts, la dévolution est la question primordiale. Le fait de réduire le nombre d'années requises pour qu'il y ait dévolution a des répercussions sur les coûts de l'employeur.

Un troisième changement se rapporte aux cotisations minimales que doit verser l'employeur dans le cas d'un régime contributif. Antérieurement aux nouvelles lois, il suffisait que l'employeur verse les cotisations nécessaires pour prévoir les prestations auxquelles les employés étaient admissibles. Toutes choses étant égales par ailleurs, un taux de rendement plus élevé sur les fonds provenant des cotisations des employés entraîne des cotisations moins élevées pour l'employeur. Par conséquent, les cotisations de l'employeur pouvaient, dans certains cas, représenter moins de la moitié du droit à pension des employés. Les nouvelles lois imposent désormais un partage des coûts, c'est-à-dire qu'elles exigent que l'employeur verse 50 % du droit à pension des employés. Les coûts seront donc plus élevés pour certains employeurs au moins⁹.

Il se peut que d'autres facteurs influencent le taux de l'offre. Tout d'abord, la présence de syndicats pourrait améliorer les chances que l'employeur offre un régime de pension si le syndicat négocie à la fois les salaires et les avantages sociaux. Deuxièmement, il se peut que les petites entreprises soient moins prêtes à offrir un régime de pension à leur personnel. Si les petites entreprises ont moins de ressources financières et moins de dépenses au titre de la formation et du recrutement comparativement à des entreprises plus grandes, elles sont peut-être moins portées à offrir un régime de pension comme moyen de reporter la rémunération et/ou de réduire le roulement du personnel. De même, il se peut que les coûts associés à l'administration d'un régime de pension soient moins élevés dans de grandes entreprises à cause des économies d'échelle. Troisièmement, la protection en matière de pensions est probablement inférieure dans des secteurs qui embauchent des travailleurs peu spécialisés. Puisque le roulement du personnel est moins coûteux dans ces secteurs que dans d'autres, les entreprises qui recrutent des travailleurs peu spécialisés sont moins portées à utiliser un régime de pension comme moyen de fidéliser les employés. L'évolution du taux de syndicalisation, la modification de l'importance relative des petites et des grandes entreprises et les changements de composition du personnel selon la branche d'activité sont autant d'éléments qui risquent de modifier le taux de l'offre et, par conséquent, la protection en matière de pensions.

B) Taux d'admissibilité

Avant le milieu des années 1980, les lois sur les pensions n'imposaient à l'employeur aucune condition quant aux travailleurs qui étaient admissibles à participer à un régime de pension. Le cas échéant, les conditions d'admissibilité étaient adaptées à chaque régime et se fondaient essentiellement sur le nombre d'années de service, l'âge (minimum ou maximum) ou une combinaison des deux¹⁰. La nouvelle loi introduite dans la plupart des provinces entre 1984 et 1993 impose désormais une condition minimale aux employeurs. Elle exige que les travailleurs à temps plein possédant au moins deux années de service ininterrompu soient admissibles à participer au régime de pension, peu importe leur âge (tableau 1). Autrement dit, si un travailleur à temps plein

⁹ Un autre facteur qui a pu faire augmenter les coûts de l'employeur lorsque les lois ont été révisées, c'est que la protection devait être offerte aux travailleurs à temps partiel lorsque les travailleurs à temps plein étaient protégés par un régime. L'effet immédiat a été un accroissement des coûts de l'employeur et (probablement) une augmentation de la protection en matière de pensions. À plus long terme, toutefois, on ne sait pas si la protection augmentera parmi les travailleurs canadiens puisque l'inclusion des travailleurs à temps partiel dans les régimes de pension risque de démotiver certains employeurs à offrir un régime.

¹⁰ Ainsi, de tous les travailleurs protégés par un RPA en 1980, 38 % relevaient de régimes ne comportant aucune condition d'admissibilité, tandis que 62 % relevaient de régimes supposant certaines conditions d'admissibilité et 60,5 % relevaient de régimes dont les conditions d'admissibilité se fondaient sur l'âge et/ou l'ancienneté.

relevant d'une catégorie d'employés pour laquelle un régime a été instauré possède au moins deux années d'ancienneté, il faut lui permettre de participer au régime. Toutes choses étant égales par ailleurs, ces modifications législatives ont fait augmenter la proportion des employés à temps plein admissibles à un régime de pension¹¹.

L'augmentation du nombre de travailleurs possédant peu d'ancienneté pourrait neutraliser en partie l'effet de ces modifications législatives. Ainsi, la proportion des jeunes travailleurs qui ne sont pas admissibles a pu augmenter si un pourcentage accru de jeunes gens ne répondait pas à l'exigence minimale de deux années de service. Le fait que l'importance relative des emplois de courte durée ait augmenté au cours des quinze dernières années (Heisz, 1996) s'accorde avec cette hypothèse.

C) Taux de participation

Lorsqu'un régime de pension est offert et lorsqu'un employé satisfait les conditions d'admissibilité, l'employé peut soit choisir de participer au régime, soit être obligé de le faire. Le caractère volontaire ou obligatoire de la participation dépend de chaque régime¹². Entre 1985 et 1995, le pourcentage des participants à un RPA relevant d'un régime à participation obligatoire a augmenté légèrement, passant de 87 % à 91 % (tableau 2).

Le taux de participation (relativement à un RPA) est le rapport entre le nombre total de participants à un RPA et le nombre total de travailleurs admissibles. Le nombre total de travailleurs admissibles est la somme de trois composantes : 1) le nombre total de travailleurs relevant d'un régime à participation obligatoire, 2) le nombre total de travailleurs admissibles relevant d'un régime à participation volontaire et 3) le nombre total de travailleurs admissibles choisissant de ne pas participer à un régime à participation volontaire. Malheureusement, les données administratives ne permettent de mesurer que les deux premières composantes. Ces données mesurent le nombre de travailleurs protégés et ne fournissent aucun renseignement sur les travailleurs admissibles qui choisissent de ne pas adhérer à un régime à participation volontaire et qui, à cause de cette décision, ne sont pas protégés par un RPA.

La croissance du pourcentage des participants à un RPA qui relèvent de régimes à participation obligatoire — passé de 87 % à 91 % — indique simplement que le nombre d'employés relevant de tels régimes s'est accru plus rapidement que le nombre d'employés relevant d'un régime à participation volontaire. Cela ne signifie pas nécessairement que le taux de participation a augmenté. En effet, il est possible que le taux de participation ait diminué. Ce serait le cas si le nombre d'employés décidant de ne pas adhérer à un régime à participation volontaire avait augmenté plus rapidement que le nombre d'employés relevant d'un régime à participation

¹¹ Comme il a été mentionné à la note 9, les nouvelles lois exigent également « que l'admissibilité à un régime de retraite soit offerte aux employés à temps partiel, si la participation au régime est offerte aux employés à temps plein appartenant à la même catégorie d'emploi » (Guide Mercer sur les régimes de retraite et les avantages sociaux au Canada, 1996, p. 40)

¹² La seule exception à la règle survient au Manitoba. Dans cette province, la participation est obligatoire pour tous les régimes lorsque les exigences d'admissibilité sont satisfaites.

obligatoire¹³. Le cas échéant, l'importance relative des régimes à participation volontaire se serait accrue et le nombre de travailleurs choisissant de participer à de tels régimes aurait diminué.

Rien ne nous permet de déterminer si le nombre de travailleurs refusant d'adhérer à un régime à participation volontaire a augmenté. Des données indiquent que, depuis le début des années 90, certains employeurs canadiens ont mis fin à leur RPA pour le remplacer par un REER collectif, la participation des employés à celui-ci étant généralement volontaire (Frenken et Maser, 1992). Toutes choses étant égales par ailleurs, cette conversion de régimes à participation obligatoire à des régimes à participation volontaire entraînerait une diminution du taux de participation et, par conséquent, ferait baisser le taux de protection offert par les RPA.

III. Tendances de la protection en matière de pensions : enquêtes-ménages et données administratives

Jusqu'à récemment, les données administratives publiées par la Section des pensions de Statistique Canada ont représenté la principale source d'information sur la protection offerte par les régimes de pension du Canada. Ces données (appelées données sur les RPAC) sont obtenues en grande partie des autorités de contrôle des pensions à l'échelon provincial et fédéral¹⁴. Tous les régimes de pension agréés par ces autorités font partie de la base de données. Au début de 1996, ces régimes représentaient 99 % de tous les RPA du Canada et à peu près 75 % des travailleurs protégés. De plus, Statistique Canada mène une enquête auprès d'un nombre relativement faible d'employeurs qui offrent un régime de pension non régi par les autorités de contrôle mentionnées ci-dessus¹⁵. Prises ensemble, ces deux sources de données englobent tous les régimes de pension offerts par les employeurs. Afin de calculer le taux de protection des travailleurs rémunérés, on divise le nombre

¹³ Pour le constater, il suffit de se rappeler que P/E, le taux de participation global, est :

$$(1) P/E = (c + v1) / (c + v1 + v2)$$

où c est le nombre d'employés relevant de régimes à participation obligatoire, v1 est le nombre d'employés admissibles choisissant d'adhérer à un régime à participation volontaire et v2 est le nombre d'employés admissibles choisissant de ne pas adhérer à un régime à participation volontaire. Le taux de participation global P/E peut être réécrit sous forme de moyenne pondérée des taux de participation selon le groupe :

$$(2) P/E = 100\% * Wc + Pv * Wv$$

où $Wc = [c / (c + v1 + v2)]$, $Wv = [(v1 + v2) / (c + v1 + v2)]$, $Pv = [v1 / (v1 + v2)]$. Wc et Wv représentent le poids démographique des travailleurs relevant de régimes à participation obligatoire et des travailleurs admissibles à des régimes à participation volontaire, respectivement. Pv est le taux de participation des travailleurs admissibles à un régime à participation volontaire. Par définition, le taux de participation des travailleurs relevant d'un régime à participation obligatoire est de 100 %. On constate facilement que même si c augmente plus rapidement que v1, P/E doit baisser chaque fois que les conditions suivantes sont satisfaites : 1) v2 augmente plus rapidement que v1; 2) v1+v2 augmente plus rapidement que c.

¹⁴ Le 1^{er} janvier 1996, aucune loi de réglementation n'était en vigueur en Île-du-Prince-Édouard.

¹⁵ Certains régimes destinés aux fonctionnaires fédéraux et provinciaux ne relèvent pas de ces autorités, mais sont régis par une loi distincte.

de travailleurs protégés par tous les régimes par la moyenne annuelle du nombre de travailleurs rémunérés, tirée de l'Enquête sur la population active¹⁶.

Un aspect important de ces données administratives, c'est qu'elles constituent une série chronologique cohérente des taux de protection au niveau des données globales¹⁷. De plus, elles contiennent une mine de renseignements sur les caractéristiques de chaque régime de pension (p. ex. la formule de cotisation de l'employé, la formule de prestation, l'indexation automatique des prestations de pension, les régimes à prestations déterminées ou à cotisations déterminées) que l'on ne trouve pas dans d'autres fichiers de données. Malheureusement, elles ne fournissent pas de renseignements sur des caractéristiques importantes des travailleurs et des emplois comme l'âge, le niveau d'instruction, l'ancienneté, la profession, l'état syndical et la taille de l'entreprise. Par conséquent, il est impossible de calculer les taux de protection pour des travailleurs de différents groupes d'âge, par exemple, ou selon le niveau d'instruction, lorsqu'on utilise ces données¹⁸.

Pour un tel calcul, il est nécessaire d'utiliser des microdonnées réunissant des renseignements sur la protection en matière de régimes de pension, d'une part, et sur les caractéristiques des travailleurs et des emplois, d'autre part. L'Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984 (EAS), l'Enquête sur l'activité de 1986 à 1990 (EA) et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993 à 1996 (EDTR) satisfont toutes cette exigence¹⁹. Ces enquêtes-ménages se fondent sur le plan d'échantillonnage de l'Enquête sur la population active; elles mesurent le taux de protection en matière de régimes de pension en demandant aux travailleurs rémunérés s'ils sont protégés par un régime de pension lié à leur emploi (à l'exclusion du RPC-RRQ, des régimes de participation différée aux bénéficiaires et des régimes d'épargne personnelle pour la retraite).

Il importe de noter que cette question est exactement la même pour toutes les enquêtes. De plus, puisqu'elle exclut les régimes d'épargne personnelle pour la retraite liés à l'emploi, cette question exclut les travailleurs protégés par un REER collectif. On obtient le taux de protection des travailleurs directement en calculant le pourcentage des travailleurs rémunérés relevant d'un régime de pension.

Tout comme les données administratives, l'EA et l'EDTR permettent de mesurer la protection offerte par les pensions pour tous les emplois occupés par des travailleurs rémunérés. Par contre, l'EAS permet de mesurer la protection offerte par les pensions uniquement pour l'emploi *principal* occupé

¹⁶ Les estimations du nombre de travailleurs rémunérés sont des moyennes annuelles, mais le nombre de travailleurs protégés par un RPA se rapporte au nombre d'employés participant à l'un ou l'autre régime à la fin de l'exercice, celle-ci pouvant survenir à n'importe quelle date de l'année civile. De plus, les participants à un RPA canadien habitant une réserve indienne, ou demeurant au Yukon ou dans les Territoires du Nord-Ouest, et les personnes travaillant à l'extérieur du Canada figurent parmi les participants à un régime de pension, mais sont exclus des estimations de l'EPA pour ce qui est du nombre de travailleurs rémunérés.

¹⁷ Le classement des régimes selon le secteur a été modifié pour le fichier du 1^{er} janvier 1992. La distinction entre le secteur public et le secteur privé n'est donc pas uniforme dans le temps.

¹⁸ Puisqu'on y trouve des renseignements sur le sexe, les données administratives permettent d'examiner le taux de protection chez les hommes et les femmes.

¹⁹ À noter que ces enquêtes permettent de mesurer le taux de protection, mais ne fournissent aucun renseignement sur le taux de l'offre, le taux d'admissibilité et le taux de participation.

par les travailleurs rémunérés en décembre²⁰. Pour cette raison, les comparaisons de la présente section comportent l'EA et l'EDTR, d'une part, et les données administratives, d'autre part.

Le tableau 3 indique l'évolution du nombre d'employés protégés par un régime de pension entre 1979 et 1996, d'après les données administratives et les enquêtes-ménages. Les chiffres sont présentés séparément pour les hommes et pour les femmes. Comme il a été mentionné ci-dessus, les données des enquêtes-ménages sont tirées de l'EA et de l'EDTR et elles couvrent la période de 1986 à 1996. L'échantillon est constitué de tous les emplois occupés par des travailleurs rémunérés en décembre. D'autre part, les données administratives recouvrent la plupart des années de la période 1979 à 1996²¹.

Deux points méritent d'être soulignés. Tout d'abord, les données administratives et les enquêtes-ménages manifestent des tendances très semblables pour ce qui est du nombre de femmes protégées par un RPA. Les deux fichiers de données indiquent que, entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, le nombre de femmes protégées est passé de 1,8 million environ à 2,3 millions. Exception faite pour l'année 1996, les estimations tirées des enquêtes-ménages sont légèrement supérieures, dépassant de 2 % à 4 % celles qui sont tirées des données administratives. Deuxièmement, les deux sources de données montrent des tendances distinctes chez les hommes au cours des années 1990. Tandis que les données administratives indiquent que le nombre d'hommes protégés par un RPA a baissé graduellement, passant de 3,1 millions à 2,9 millions entre 1991 et 1996, les enquêtes-ménages indiquent que la participation a augmenté (passant de 2,9 millions à 3,1 millions) entre 1990 et 1995, pour ensuite retourner à sa valeur de 1990 en 1996. La croissance du nombre d'hommes protégés, observée dans les enquêtes-ménages, est entièrement attribuable à une augmentation surprenante qui a eu lieu entre 1993 et 1994. Par conséquent, les estimations tirées des enquêtes-ménages, inférieures de 3 % à 5 % à celles obtenues des données administratives avant 1994, étaient supérieures à celles-ci de 6 à 7 % en 1994 et 1995.

Ces résultats indiquent que les taux de protection manifestent des tendances semblables chez les femmes, mais différentes chez les hommes. C'est exactement ce qui se produit. Les deux sources de données indiquent que la protection offerte par un régime de pension s'est accrue chez les femmes entre le milieu des années 1980 et 1993²². L'ampleur de l'accroissement varie entre 5 et 6 points (tableau 4). Les deux sources de données suggèrent également que la protection des femmes a baissé légèrement (de 1,6 à 2,5 points) entre 1993 et 1996.

Par contre, les taux de protection manifestent des tendances différentes chez les hommes. Les données sur les RPAC indiquent une tendance à la baisse entre le milieu et la fin des années 1980, une augmentation de la protection entre 1989 et 1991 et un déclin constant en matière de protection entre 1991 et 1996, de 49 % à 43 %. Par conséquent, la protection des hommes manifeste une légère baisse entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990. Toutefois, au cours de la même

²⁰ L'emploi principal est celui qui comporte le nombre le plus élevé d'heures par semaine.

²¹ Pour ce qui est des données administratives, le nombre de participants à un RPA de 1996, par exemple, est indiqué dans les données diffusées le 1^{er} janvier 1997 pour la période de référence.

²² Les modifications de la loi exigeant que les employeurs qui offrent déjà un régime aux travailleurs à temps plein l'offrent aussi aux travailleurs à temps partiel peuvent expliquer en partie l'accroissement de la protection observée chez les femmes.

période, les données des enquêtes-ménages ne manifestent aucune baisse pour ce qui est de la protection entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, le taux de protection en 1995 étant pratiquement le même qu'en 1986. Enfin, les enquêtes-ménages indiquent une diminution de la protection entre 1995 et 1996.

La raison pour laquelle les taux de protection manifestent des tendances semblables chez les femmes mais différentes chez les hommes n'est pas claire. Une hypothèse serait que les chiffres tirés des enquêtes-ménages sont plus fiables pour les femmes que pour les hommes, car les répondants-substituts sont beaucoup moins fréquents chez les femmes que chez les hommes²³. Cela pourrait influencer le comportement des taux de protection chez les hommes de deux façons. Premièrement, si le répondant-substitut a tendance à surestimer la protection offerte par un régime de pension et si son importance relative augmente pour les hommes travaillant au cours de la période, c'est peut-être là la raison pour laquelle nous n'observons pas de déclin pour la protection des hommes entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990. Cette hypothèse est douteuse pour deux raisons. D'une part, il n'est pas clair pourquoi le répondant-substitut aurait tendance à surestimer la protection offerte par un régime de pension au lieu de la sous-estimer²⁴. D'autre part, l'importance relative des répondants-substituts parmi les hommes qui travaillent a augmenté très peu au cours de la période en question²⁵. Une deuxième hypothèse serait que les réponses par procuration sont biaisées par excès et que l'ampleur de ce biais a pu augmenter dans le temps. Si c'est le cas, les taux de protection chez les femmes d'après les enquêtes-ménages manifesteraient une croissance plus rapide comparativement au taux obtenu des données administratives, mais ce n'est pas le cas.

Les deux hypothèses supposent implicitement que, aussi longtemps que les travailleurs qui répondent directement à l'enquête (les répondants directs) représentent assez bien l'ensemble des travailleurs ou, plus généralement, constituent un sous-échantillon uniformément biaisé de tous les hommes qui travaillent, on devrait observer un déclin de la protection pour ce qui est du sous-échantillon des répondants directs. Les chiffres du tableau 4 n'appuient pas cette vue. La protection en matière de pensions ne manifeste aucune tendance à la baisse parmi les travailleurs qui ont répondu directement aux enquêtes-ménages. Par conséquent, on ne peut guère affirmer que les tendances différentes, pour ce qui est de la protection des hommes, observées pour les deux sources de données sont causées par des problèmes liés aux réponses par procuration.

L'énorme croissance des REER collectifs au cours de la dernière décennie peut avoir joué un rôle. Il est possible que certains répondants comprennent mal les REER collectifs et les considèrent comme des régimes de pension; le cas échéant, cela expliquerait pourquoi les taux de protection sont plus élevés pour les enquêtes-ménages que pour les données sur les RPAC. Et si la fréquence de telles erreurs de réponse a augmenté avec le temps, il en résulterait une erreur par excès pour les tendances en matière de protection RPA tirées des enquêtes-ménages, sans effet toutefois pour les

²³ Dans notre échantillon, les répondants-substituts représentent 30 % environ des travailleuses et 50 % environ des travailleurs.

²⁴ Rien ne permet actuellement de vérifier si les réponses par procuration sont biaisées et, le cas échéant, si elles sont biaisées par excès ou par défaut.

²⁵ Entre 1986 et 1995, le pourcentage de répondants-substituts est passé de 49 % à 54 % chez les hommes et de 27 % à 30 % chez les femmes.

données sur les RPAC. Puisqu'une plus forte proportion d'hommes que de femmes travaille dans le secteur privé et puisque le secteur privé a plus de chances d'offrir des REER collectifs, cela pourrait expliquer (en partie) pourquoi les tendances en matière de protection sont assez semblables pour les femmes mais différentes pour les hommes.

Même si les causes des tendances divergentes observées chez les hommes demeurent inconnues, nous pouvons tout de même utiliser les enquêtes-ménages avec confiance afin d'examiner les tendances liées à la protection offerte par les pensions d'un groupe d'âge à l'autre. Il en est ainsi parce que les principaux résultats du présent exposé sont probablement robustes, pour les raisons suivantes. Tout d'abord, les données de ces enquêtes indiquent, comme nous le verrons ci-dessous, un déclin de la protection en matière de pensions parmi les jeunes hommes. Ce déclin est observé même si le taux de protection pour l'ensemble des hommes tiré de ces enquêtes ne manifeste aucune tendance à la baisse entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, contrairement aux données sur les RPAC. Par conséquent, le déclin observé pour les jeunes hommes dans les enquêtes-ménages représente probablement une estimation prudente du véritable déclin. Deuxièmement, nos résultats indiquent également un accroissement marqué de la protection chez les femmes âgés de 35 à 54 ans. Puisque les tendances en matière de protection des femmes obtenues des enquêtes-ménages correspondent étroitement aux tendances tirées des données sur les RPAC, il est raisonnable d'affirmer que la croissance de la protection observée parmi les femmes plus âgées est réelle. Troisièmement, si nous utilisons les données sur le taux de protection en matière de RPA contributifs tirées de la Banque de données administratives longitudinales (BDAL), nous trouvons que, entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, le taux de protection parmi les jeunes hommes a diminué et le taux de protection parmi les femmes plus âgées a augmenté. Pour les raisons mentionnées ci-dessus, nous estimons que l'analyse de l'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés peut se poursuivre de façon fructueuse²⁶.

IV. Protection en matière de pensions d'un groupe d'âge à l'autre

La présente section porte surtout sur l'évolution de la protection offerte par les régimes de pension pour un sous-ensemble d'emplois traditionnellement plus stables, mieux rémunérés et de meilleure qualité. Nous avons choisi un échantillon de travailleurs rémunérés, âgés de 17 à 64 ans, employés à

²⁶ Les quelques études qui traitent de l'exactitude des données sur les pensions obtenues des employés (Duncan et Hill, 1985; Mitchell, 1987) indiquent que les réponses des travailleurs quant à la protection en matière de pensions sont assez exactes, mais que les réponses à des questions plus complexes comportent une erreur appréciable de mesure. En se fondant sur un échantillon de quelque 400 employés travaillant dans une grande usine de fabrication américaine, Duncan et Hill (1985) ont trouvé que les réponses des travailleurs étaient excellentes pour ce qui est de la protection en matière de pensions : comparativement aux dossiers de la compagnie, seulement 3 % des réponses des travailleurs étaient non valides. Toutefois, les réponses à des questions plus complexes liées aux conditions de dévolution et aux dispositions d'une retraite anticipée étaient moins exactes : 11 % et 28 % des réponses, respectivement, étaient non valides. Mitchell (1987) a utilisé un échantillon de 637 travailleurs tiré d'une enquête américaine de 1983 intitulée *Survey of Consumer Finances*. Mitchell a établi deux principaux résultats. Tout d'abord, la désinformation au sujet des *dispositions* des régimes de pension (p. ex. type de régime, dispositions en matière de retraite anticipée, cotisations) est répandue. Deuxièmement, les employés très instruits qui ont beaucoup d'ancienneté et qui occupent des postes bien rémunérés dans de grandes compagnies ou dans le secteur syndiqué connaissent mieux les caractéristiques de leur régime de pension.

temps plein dans le secteur commercial pour ce qui est de l'emploi principal occupé en décembre. L'emploi principal est celui qui comporte le nombre le plus élevé d'heures par semaine²⁷. Les observations comportant des données manquantes ont été supprimées. Les fichiers de données utilisés sont l'EAS, l'EA et l'EDTR; ils couvrent la période de 1984 à 1996.

La protection en matière de pensions pour l'échantillon retenu est résumée au tableau 5. En conformité avec le tableau 4, si l'on considère les emplois occupés dans tous les secteurs, les données tirées des enquêtes-ménages n'indiquent aucune tendance à la baisse pour le taux de protection chez les hommes entre le milieu des années 1980 et 1995. Le pourcentage d'hommes travaillant à temps plein et ayant un régime de pension varie entre 50 % et 53 % au cours de cette période. De même, la protection offerte par les pensions aux femmes travaillant à temps plein a augmenté, du moins jusqu'en 1994 : elle est passée de 36 % au milieu des années 1980 à 41 % en 1993.

La constance relative de la protection offerte aux hommes masque des tendances divergentes d'un groupe d'âge à l'autre. La protection offerte par les régimes de pension a baissé parmi les jeunes hommes : en 1984, 51 % des hommes travaillant à temps plein et âgés de 25 à 34 ans avaient un RPA, comparativement à 45 % seulement en 1993²⁸. Le déclin est encore plus marqué parmi les hommes âgés de 17 à 24 ans (de 28 % en 1984 à 19 % en 1993). Par contre, rien n'indique, du moins jusqu'en 1996, que les taux de protection ont baissé chez les hommes âgés de 35 à 54 ans. Pour ce qui est des hommes âgés de 55 à 64 ans, la protection en matière de pensions semble un peu plus faible dans les années 1990 qu'elle ne l'était au milieu des années 1980. Toutefois, de nombreux régimes prévoient une retraite anticipée pour les travailleurs âgés de 54 ans et plus et, par conséquent, ceux qui continuent de travailler à temps plein ne sont peut-être pas représentatifs de la population globale des hommes âgés de 55 à 64 ans.

On observe des tendances assez différentes parmi les femmes travaillant à temps plein. Tout d'abord, contrairement aux hommes, les femmes âgées de 25 à 34 ans ne semblent pas subir une baisse de la protection offerte par un RPA, du moins jusqu'en 1995. Deuxièmement, de l'ensemble des hommes et des femmes travaillant à temps plein, les femmes âgées de 35 à 54 ans ont joui de la plus forte augmentation de la protection au cours de la période en question : leur protection est passée de 40 % en 1984 à 46 % en 1993²⁹. Tout comme les hommes, les femmes âgées de 17 à 24 ans ont vu leur protection diminuer.

Un examen minutieux du tableau 5 indique que les taux de protection approximatifs sont plus volatils d'après l'EDTR que d'après les autres enquêtes³⁰. Ce phénomène reflète certainement, du

²⁷ Le secteur commercial exclut les branches d'activité suivantes : 1) l'agriculture, 2) la pêche et le piégeage, 3) l'éducation et les services connexes, 4) la santé et les services de bien-être social, 5) les organismes religieux, 6) l'administration fédérale, 7) l'administration provinciale, 8) l'administration locale et 9) les autres bureaux gouvernementaux.

²⁸ Le déclin est statistiquement significatif au niveau de 5 % (test bilatéral) : la statistique z est de 2,11. Le déclin observé entre 1986 et 1995, relativement éloigné des années de récession 1982 et 1992, est également significatif.

²⁹ L'accroissement est statistiquement significatif au niveau de 6 % (test bilatéral) : la statistique z est de 1,87.

³⁰ Pour les années 1993-1995, les taux de protection sont plus volatils d'après l'EDTR que d'après l'EAS et l'EA. Ainsi, la protection offerte par les pensions aux femmes âgées de 17 à 24 ans était de 16 % en 1993, de 11 % en

moins en partie, la plus grande variabilité de l'échantillon pour l'EDTR, dont la taille est presque trois fois plus petite que pour l'EAS ou l'EA. Il est particulièrement intéressant de constater que les années 1995 et 1996 donnent des estimations nettement différentes de celles des années 1993 et 1994 : le taux de protection chez les hommes et les femmes de 25 à 34 ans semble être nettement inférieur en 1995-1996 comparativement à 1993-1994. De plus, l'accroissement de la protection offerte par un RPA chez les femmes âgées de 35 à 54 ans est beaucoup plus modeste lorsque l'on prend 1996 comme l'une des deux années d'une période d'observation. La question qui se pose naturellement est de savoir si la diminution de la protection observée parmi les jeunes hommes (25-34 ans) et l'accroissement de la protection observée parmi les femmes plus âgées (35-54 ans) sont réels.

Les meilleures données permettant de répondre à cette question proviennent de la Banque de données administratives longitudinales (BDAL) de Statistique Canada (tableau 6). Pour la période allant de 1986 à 1996, ces données indiquent si une personne a cotisé ou non à un RPA et permettent de calculer le pourcentage de déclarants fiscaux protégés par un régime de pension *contributif*³¹. Puisque la plupart des travailleurs protégés par un RPA relèvent d'un régime contributif, les tendances tirées de ces chiffres pour ce qui est de la protection devraient refléter assez exactement les tendances en matière de protection de type RPA³².

Ces données confirment que la protection des jeunes hommes a baissé entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990. Entre 1986 et 1996, le pourcentage des jeunes hommes produisant une déclaration qui était protégé par un régime contributif est passé de 28 % à 22 %. Les données confirment aussi que le taux de protection chez les femmes âgées de 35 à 54 ans s'est accru au cours de la période en question. La proportion des femmes plus âgées produisant une déclaration qui était protégée par un régime contributif est passée de 34 % à 39 % entre 1986 et 1996. Nous estimons que ces résultats indiquent nettement que la protection offerte par un RPA a diminué chez les hommes âgés de 25 à 34 ans et a augmenté chez les femmes âgées de 35 à 54 ans, entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990³³.

1994 et de 17 % en 1995 et en 1996. La protection offerte par les pensions aux femmes âgées de 55 à 64 ans a également manifesté une volatilité appréciable au cours de ces années.

³¹ Deux points méritent d'être signalés ici. Tout d'abord, la BDAL comporte un grand échantillon qui englobe 10 % de tous les déclarants fiscaux. Deuxièmement, afin de fournir des estimations du pourcentage de déclarants fiscaux relevant d'un RPA contributif qui restent cohérentes, nous imitons Finnie (1997) et nous limitons l'échantillon aux déclarants fiscaux qui sont âgés de 17 à 64 ans, qui n'ont pas de revenu d'un travail indépendant et dont le salaire annuel est de 1 000 \$ au moins (en dollars constants de 1994). Nous adoptons cette dernière restriction afin de nous assurer que les modifications du système fiscal canadien survenues dans les années 1980, et qui ont pu modifier la proportion de travailleurs à faible salaire produisant une déclaration, ne fausseront pas les tendances observées.

³² Le 1^{er} janvier 1996, 66 % (82 %) des hommes (des femmes) ayant un RPA relevaient d'un régime contributif.

³³ En conformité avec les résultats du tableau 5, la protection offerte par les pensions aux femmes âgées de 25 à 34 ans a été assez stable entre 1986 et 1994. Par contre, la protection offerte par les pensions aux hommes âgés de 35 à 54 ans a manifesté une tendance à la baisse, tandis que les données des enquêtes-ménages indiquent que la protection a été stable, du moins jusqu'en 1996.

Le reste de notre exposé se penche sur deux groupes d'âge : 1) les personnes âgées de 25 à 34 ans (qui travaillent) et 2) les personnes âgées de 35 à 54 ans (qui travaillent). La protection en matière de pensions chez les travailleurs âgés de 17 à 24 ans n'est pas analysée car la diminution de leur protection n'a peut-être guère d'effet sur leur revenu de retraite, vu la forte probabilité d'un changement d'emploi au cours des années subséquentes. De même, nous excluons les personnes âgées de 55 à 64 ans car plusieurs d'entre elles peuvent bénéficier des dispositions de retraite anticipée et celles qui travaillent toujours à temps plein ne sont pas nécessairement représentatives de la population totale des personnes âgées de 55 à 64 ans.

Les taux de protection sont comparés pour les années 1984 et 1993. Ce choix se justifie de trois façons. Tout d'abord, comme il a été mentionné ci-dessus, l'EDTR indique une nette augmentation du nombre d'hommes protégés par un RPA qui étaient employés entre 1993 et 1994, contrairement aux données administratives (tableau 3). Les estimations de l'EDTR se rapprochent beaucoup plus de celles des données administratives en 1993 qu'en 1994 ou en 1995³⁴. Deuxièmement, l'EDTR indique une nette diminution de la protection offerte par les pensions aux jeunes femmes entre 1994 et 1995 (passant de 41 % à 33 %) (tableau 5). De prime abord, on comprend mal pourquoi les taux de protection chez les jeunes femmes auraient diminué à ce point au cours d'une période de deux ans³⁵. Troisièmement, les années 1984 et 1993 se situent à des points assez semblables du cycle économique. Si le pourcentage de nouveaux employés non admissibles à participer à un RPA s'accroît durant des périodes de croissance, il peut en résulter un effet sur les taux de protection à cause de la baisse du pourcentage de travailleurs admissibles à un RPA. Nous avons tenté de minimiser un tel effet en choisissant deux années au début des périodes de croissance respectives³⁶.

³⁴ En 1993, le taux de protection chez les hommes selon l'EDTR dépassait celui des données sur les RPAC de 5,0 points. L'écart est plus marqué en 1994, en 1995 et en 1996 car il atteint 8,6, 7,4 et 5,7 points, respectivement (tableau 4, panels I et II.)

³⁵ Afin de vérifier si la diminution de protection est statistiquement significative, il faut incorporer non seulement l'erreur type des proportions pour 1994 et 1995, mais également le coefficient de corrélation des estimations des proportions. Il en est ainsi à cause des nombreuses observations dépendantes en 1994 et en 1995. Pour des valeurs plausibles du coefficient de corrélation (c.-à-d. entre 0,5 et 0,9), la diminution de protection est statistiquement significative au niveau de 5 %.

Et pourtant, puisque les données du tableau 6 n'indiquent aucun déclin marqué de la protection offerte aux jeunes femmes par un RPA contributif, nous soupçonnons que le déclin statistiquement significatif observé entre 1994 et 1995 n'est pas un phénomène réel. Pour examiner cette question plus en détail, nous avons calculé la protection offerte par les pensions 1) aux jeunes femmes qui faisaient partie de notre échantillon en 1994, mais non en 1995 (c.-à-d. les personnes partant en 1994) et 2) aux jeunes femmes qui ne faisaient pas partie de notre échantillon en 1994, mais qui en faisaient partie en 1995 (c.-à-d. les personnes arrivant en 1995). La protection offerte par un RPA aux partants, qui était de 42 % en 1994, correspondait étroitement à la protection offerte par un RPA aux jeunes femmes cette année-là (41 %). Par contre, la protection offerte par un RPA aux arrivants était de 23 % en 1995. Cette différence n'est pas observée lorsque nous analysons les années 1993-1994 et que nous comparons la protection offerte par un RPA aux partants de 1993 (29 %) à celle offerte aux arrivants de 1994 (33 %). Pris ensemble, ces résultats suggèrent que le déclin considérable de la protection offerte par un RPA aux jeunes femmes est attribuable à un taux de protection anormalement faible pour les femmes arrivant dans notre échantillon en 1995. Nous ne pouvons expliquer ce faible taux de protection.

³⁶ Une façon de surmonter la variabilité de la protection en matière de pensions d'après l'EDTR est de regrouper les années 1993-1995. Or deux difficultés sont associées à cette stratégie. Tout d'abord, les échantillons transversaux liés à ces années ne sont pas indépendants (à cause de la nature longitudinale de l'EDTR) et le calcul des variances devient plus complexe. Deuxièmement, la population cible est conceptuellement difficile à définir pour l'échantillon groupé de 1993-1995 et, par conséquent, la comparaison entre 1984 et les années groupées 1993-1995 pose des problèmes.

V. Pourquoi la protection en matière de pensions a-t-elle changé d'un groupe d'âge à l'autre?

Entre 1984 et 1993, le taux de protection chez les jeunes hommes est passé de 51 % à 45 % (tableau 7). Le taux de protection chez les hommes plus âgés et chez les jeunes femmes a augmenté de façon marginale. Par contre, le taux de protection chez les femmes âgées de 35 à 54 ans s'est accru de 6 points, passant de 40 % à 46 %. Par conséquent, les jeunes hommes aussi bien que les jeunes femmes ont subi une baisse du taux de protection *relativement* à leurs homologues plus âgés.

La diminution de la protection chez les jeunes hommes ne s'est pas produite dans tous les secteurs de l'économie. Les jeunes travailleurs non syndiqués ont subi une diminution de leur protection, mais la protection offerte par un RPA n'a pas baissé pour les travailleurs syndiqués (tableau 6). Le déclin s'est limité à certains groupes industriels : il n'a pas été observé pour les services aux distributeurs et les services aux entreprises. Les jeunes ouvriers (transformation et construction) et les jeunes commis ont été atteints plus durement que les jeunes professionnels et gestionnaires. Cela indique que les jeunes hommes peu spécialisés ont subi une diminution plus marquée de leur protection que les jeunes hommes plus hautement spécialisés. L'évolution de la protection selon le niveau d'instruction s'accorde avec cette hypothèse : les jeunes hommes possédant un diplôme universitaire n'ont *pas* subi une diminution de leur protection, contrairement aux jeunes hommes moins instruits³⁷.

Des facteurs que nous pouvons considérer, il en existe au moins deux qui sont associés à la diminution de la protection offerte aux jeunes hommes. Tout d'abord, le taux de syndicalisation pour ce groupe a baissé appréciablement au cours de la période en question : il est passé de 38 % en 1984 à 29 % en 1993 (tableau 8). Puisque les taux de protection chez les jeunes hommes sont deux fois plus élevés pour les syndiqués que pour les non-syndiqués (tableau 7), la diminution du taux de syndicalisation a probablement fait baisser le taux de protection. Deuxièmement, le recrutement de jeunes hommes s'est déplacé du secteur de la fabrication (-6 points) vers celui des services aux consommateurs (+5 points). Puisque les taux de protection dans le secteur de la fabrication sont deux fois plus élevés que dans le secteur des services aux consommateurs (tableau 7), ce déplacement intersectoriel offre une deuxième explication.

Si la diminution de la protection chez les jeunes hommes n'est pas observée dans tous les secteurs de l'économie, l'augmentation de la protection offerte par les pensions aux femmes âgées de 35 à 54 ans semble être répandue. On l'observe pour des emplois tant syndiqués que non syndiqués, dans pratiquement tous les grands groupes industriels et professionnels, et pour tous les niveaux d'instruction (tableau 7).

La désyndicalisation s'est également produite parmi les femmes âgées de 35 à 54 ans : leur taux de syndicalisation est passé de 24 % environ en 1984 à 16 % en 1993 (tableau 8). Et pourtant, malgré la diminution de leur taux de syndicalisation, ces femmes ont connu une augmentation de leur taux de protection en matière de pensions. Des déplacements intersectoriels appréciables ont également touché ce groupe. L'emploi s'est déplacé du secteur de la fabrication (-10 points) vers celui des services aux entreprises (+7 points). L'effet de ce déplacement de l'emploi sur la protection en matière de pensions chez les femmes d'âge mûr a été probablement modeste puisque leur taux de

³⁷ L'évolution du taux de protection selon le niveau d'instruction doit être interprétée avec prudence, car les catégories d'instruction ne sont pas rigoureusement comparables entre 1984 et 1993.

protection en matière de pensions dans le secteur des services aux entreprises n'est que légèrement plus élevé que dans celui de la fabrication, du moins pour l'année 1984. De plus, bien que les taux de protection en matière de pensions chez les femmes plus âgées soient semblables dans les secteurs de la fabrication et des services aux entreprises, les taux de protection chez les jeunes hommes diffèrent largement dans les secteurs de la fabrication et des services aux consommateurs. Par conséquent, on peut s'attendre à ce que les déplacements intersectoriels de l'emploi soient une source plus importante d'évolution de la protection chez les jeunes hommes que chez les femmes plus âgées.

Le recrutement de femmes d'âge mûr s'est également déplacé du secteur primaire/transformation (-8 points) vers celui des professionnels et gestionnaires (+10 points). Encore une fois, l'effet de ce déplacement a probablement été modeste car la protection en matière de pensions est relativement semblable dans les deux secteurs.

VI. Résultats des estimations

Il s'agit, dans la présente section, de déterminer dans quelle mesure l'évolution des taux de protection parmi les groupes d'âge est liée à des effets de composition pour lesquels nous avons des données (p. ex. désyndicalisation, déplacements intersectoriels de l'emploi) ou à un changement structurel de la protection en matière de pensions (p. ex. évolution de la protection au sein des cellules). Nous évaluons un modèle logit de la probabilité qu'une personne soit protégée par un régime de pension. Notre ensemble de contrôles est constitué du statut syndical, de la branche d'activité (2 chiffres), de la profession (8 groupes) et de la province. Comme il a été mentionné ci-dessus, les négociations entre un syndicat et l'employeur peuvent porter sur les avantages sociaux aussi bien que sur les salaires, et influencer la décision de l'entreprise d'offrir et de maintenir un RPA. La variable « branche d'activité » sert à cerner les différences sectorielles en matière de protection. Les contrôles pour ce qui est des grands groupes professionnels permettent de tenir compte du fait que différents régimes de pension peuvent être offerts à divers groupes de travailleurs au sein de l'entreprise. Les contrôles provinciaux englobent toutes les différences en matière de lois provinciales pouvant influencer le taux de protection. Pour l'échantillon des travailleurs à temps plein âgés de 35 à 54 ans, nous incluons aussi deux catégories d'âge (35-44 et 45-54). Cette inclusion cherche à préciser les différences en matière de conditions d'admissibilité liées à l'âge survenues avant que la nouvelle loi ne soit introduite au milieu des années 1980, ainsi que les différences d'âge éventuelles, pour ce qui est de la tendance à adhérer à un régime à participation volontaire³⁸. Puisque les taux de protection sont plus élevés pour des emplois à salaire élevé que pour des emplois à faible salaire (Frenken et Maser, 1992), nous incluons aussi les salaires horaires réels comme variable explicative dans une deuxième spécification. Puisque l'endogénéité des salaires risque de biaiser l'estimation des coefficients, nous présentons également les résultats d'un modèle sans salaires. Les salaires horaires peuvent être un indicateur des compétences des travailleurs : il est possible que les travailleurs ayant des emplois bien rémunérés soient hautement qualifiés et que leurs employeurs veuillent leur offrir un régime de pensions de façon à réduire les coûts associés au roulement de la main-d'oeuvre.

³⁸ Puisque les travailleurs sont répartis en neuf groupes d'âge dans l'EAS de 1984 (15-16, 17-19, 20-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, 65-69, 70 ans et plus), aucune ventilation plus poussée selon l'âge ne peut être utilisée pour les travailleurs âgés de 25 à 34 ans.

Idéalement, nous aimerions inclure trois autres variables explicatives. Tout d'abord, on devrait inclure des contrôles pour le niveau d'instruction des travailleurs afin de cerner les différences de protection en matière de pensions pouvant survenir d'un niveau d'aptitude à l'autre. Malheureusement, la variable de l'éducation n'est pas comparable entre 1984 et 1993 et elle ne peut pas être utilisée de façon uniforme. Puisque le niveau d'instruction des femmes plus âgées a progressé au cours de la période en question et puisque les taux de protection ont tendance à augmenter en fonction de l'éducation, l'omission de cette variable explicative risque d'entraîner une sous-estimation de l'influence des effets de composition sur la protection accrue des femmes plus âgées. Autrement dit, la partie inexpliquée de la croissance de leur protection risque d'être surestimée.

Deuxièmement, puisque les conditions d'admissibilité se fondent sur le nombre d'années d'ancienneté, il serait bon d'inclure la période d'affectation chez l'employeur comme variable explicative. Bien que cette variable soit disponible en 1984 aussi bien qu'en 1993, elle donne un aperçu trompeur de l'évolution de l'ancienneté. Les données de l'Enquête sur la population active, qui fournit une série chronologique uniforme de la période d'affectation chez l'employeur, n'indiquent pratiquement aucun changement pour ce qui est de la proportion de jeunes hommes ayant moins d'une année d'ancienneté entre 1984 et 1993 (22 %). Par contre, l'EAS de 1984 et l'EDTR de 1993 indiquent une nette diminution de cette proportion (de 24 % à 13 % en 1993). Par conséquent, l'utilisation de la période d'affectation chez l'employeur comme variable explicative risquerait de biaiser nos résultats. Tant que les nouveaux employés auront moins de chances d'être protégés par un RPA que ceux qui ont plus d'ancienneté, l'inclusion de la période d'affectation risque de nous faire conclure qu'un déclin (trompeur) du pourcentage de jeunes hommes ayant moins d'une année d'ancienneté a eu tendance à *accroître* la protection chez les jeunes hommes^{39 40}.

Troisièmement, puisque la protection offerte par un RPA varie selon la taille de l'entreprise (Morissette, 1993), idéalement on devrait inclure des contrôles pour la taille de l'entreprise.

³⁹ C'est exactement le résultat que nous avons obtenu pour les jeunes hommes après l'estimation d'un modèle logit comportant une variable fictive pour les employés ayant moins d'une année d'ancienneté.

⁴⁰ Les nouvelles lois provinciales de la dernière décennie ont rendu admissibles les travailleurs à temps plein ayant au moins deux années de service. Idéalement, il serait bon de distinguer les employés ayant moins de deux années d'ancienneté des autres employés, quitte à utiliser plusieurs catégories pour classer ces autres employés. Des contraintes liées aux données ne permettent pas d'établir cette distinction. Premièrement, l'Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984 décompose la période d'affectation en plusieurs catégories (1-6 mois, 7-12 mois, 1-5 ans, 6-10 ans, 11-20 ans, plus de 20 ans). Ces catégories ne permettent pas de distinguer les personnes ayant travaillé moins de deux ans chez l'employeur. Toutefois, nous pouvons différencier les travailleurs ayant moins d'une année d'ancienneté des autres travailleurs. Deuxièmement, l'information sur la période d'affectation chez l'employeur manque pour 17,1 % environ de notre échantillon de l'EDTR de 1993. Afin de surmonter cette difficulté, nous avons misé sur le fait que : 1) plusieurs de ces employés fournissent de l'information sur la période d'*emploi* et que 2) ceux qui occupent leur *emploi* depuis un an au moins travaillent aussi chez l'*employeur* depuis au moins un an. Pour ce qui est des personnes qui occupent leur emploi depuis moins d'un an, et pour qui l'information sur la période d'affectation chez l'employeur manque, on ne peut pas différencier la période d'affectation chez l'employeur puisqu'il pourrait s'agir de moins d'un an ou de plus d'un an. Cette procédure nous permet de réduire le nombre d'observations pour lesquelles la période d'affectation chez l'employeur manque, de 15,4 % à 1 %. Toutefois, il est impossible de différencier davantage les observations pour lesquelles nous avons imputé une ancienneté d'au moins un an en fonction de catégories plus détaillées (p. ex. 1-5 ans par opposition à 6-10 ans). De toute façon, la construction de cette variable a entraîné des résultats peu plausibles comme il a été mentionné à la note précédente.

Malheureusement, l'ÉAS de 1984 ne comporte pas d'information sur la taille de l'entreprise. Les données tirées du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) de Statistique Canada, qui fournit une série chronologique uniforme sur l'emploi selon la taille de l'entreprise pour la période en question, indique que la répartition de l'emploi dans le secteur commercial s'est déplacée quelque peu des grandes entreprises vers les entreprises plus petites entre 1984 et 1993⁴¹. Comme la désyndicalisation, cette tendance a probablement fait baisser la protection offerte par un RPA au Canada. Puisque l'EA aussi bien que l'EDTR contiennent de l'information sur la taille de l'entreprise, une autre stratégie serait d'utiliser l'EA et l'EDTR pour examiner l'évolution de la protection entre 1986, par exemple, et 1993. Malheureusement, contrairement au PALE, l'EA et l'EDTR indiquent que l'importance relative des grandes entreprises a *augmenté* entre ces deux années⁴².

Afin de cerner les sources de l'évolution du taux de protection, nous utilisons trois méthodes. Premièrement, nous appliquons la décomposition d'Oaxaca-Blinder à un modèle de probabilité linéaire (MPL). Deuxièmement, nous suivons l'approche d'Even et Macpherson (1994). Pour chacun des quatre groupes démographiques, nous estimons le modèle logit mentionné ci-dessus pour les échantillons de 1984 et de 1993. Nous calculons ensuite le taux de protection hypothétique (ou prévu) qui aurait été observé en 1993 si les caractéristiques de l'échantillon de 1993 et les coefficients logit de 1984 avaient été combinés^{43 44}. La différence entre le taux de protection de 1993 et ce taux hypothétique est attribuable à des changements de coefficient logit, reflétant des changements de protection au sein des cellules, et on l'appelle le changement « inexplicé » des taux de protection. La différence entre le taux hypothétique et le taux de protection de 1984 indique le changement « expliqué » des taux de protection. Cette composante « expliquée » se laisse ventiler davantage de façon à évaluer l'influence de chaque variable explicative (p. ex. le statut syndical et la branche d'activité) sur l'évolution de la protection. Troisièmement, nous utilisons la méthode de Doiron et Riddell (1993). Cette décomposition est basée sur une approximation du premier ordre des séries de Taylor. Comme les deux méthodes précédentes, cette méthode nous permet d'évaluer l'impact de chaque facteur sur l'évolution du taux de protection. Les résultats sont présentés au tableau 9.⁴⁵

⁴¹ En 1984, 26,8 % des travailleurs du secteur commercial se trouvaient dans des entreprises de moins de 20 employés; 19,2 % travaillaient dans des entreprises de 20 à 99 employés; 14,1 % des travailleurs se trouvaient dans des entreprises de 100 à 499 employés, tandis que 39,9 % travaillaient dans des entreprises de 500 employés ou plus. La répartition de l'emploi en 1993 était de 27,9 %, de 20,5 %, de 14,8 % et de 36,8 % respectivement.

⁴² Entre 1986 et 1993, le pourcentage de travailleurs dans des entreprises de 500 employés ou plus est passé de 38,6 % à 36,8 % d'après les données du PALE. Les chiffres correspondants de l'EA et de l'EDTR (si l'on exclut les observations pour lesquelles la taille de l'entreprise n'est pas connue) sont de 37,5 % et de 41,5 %.

⁴³ On y arrive en calculant les probabilités individuelles fondées sur les caractéristiques de l'échantillon de 1993 et les coefficients logit de 1984, puis en établissant la moyenne de ces probabilités individuelles. Pour en savoir davantage, voir Even et Macpherson (1990).

⁴⁴ Le résultat des tests du rapport des vraisemblances confirme que, pour l'ensemble des quatre groupes démographiques, des modèles de régression distincts devraient être estimés pour 1984 et 1993. L'hypothèse selon laquelle il n'y a aucune différence significative entre l'estimation de modèles logit distincts pour chaque année et l'estimation d'un modèle groupé est toujours rejetée au niveau de signification de 5 %.

⁴⁵ Les estimations logit et les estimations tirées du modèle de probabilité linéaire figurent à l'annexe 1. Elles indiquent que la probabilité d'une protection offerte par un régime de pension augmente en fonction de la syndicalisation et du traitement et qu'elle est généralement plus élevée chez les professionnels et les gestionnaires que chez les commis.

Hommes âgés de 25 à 34 ans

Les chiffres indiquent, pour les deux spécifications et pour les trois méthodes, que la désyndicalisation et les déplacements intersectoriels entre catégories d'emploi ont été fortement associés à la baisse de la protection chez les jeunes hommes. Tout dépendant du type de méthode et de la spécification utilisées, le déclin de la syndicalisation a fait baisser la protection chez les jeunes hommes de 2,9 à 4,4 points.⁴⁶ Les déplacements intersectoriels entre catégories d'emploi ont entraîné une baisse supplémentaire allant de 2,0 à 3,6 points. Si l'on omet les salaires horaires réels, la désyndicalisation et les déplacements intersectoriels semblent associés à pratiquement toute la baisse observée pour ce qui est de la protection chez les jeunes hommes. Si l'on inclut les salaires réels, l'effet de la désyndicalisation et des déplacements intersectoriels diminue légèrement. La baisse des salaires réels des jeunes hommes (passant de 11,86 \$ en 1984 à 11,11 \$ en 1993 (en dollars de 1984)) est associée à un déclin de la protection de 2,1-3,0 points.

Il est possible que la baisse du taux de syndicalisation et des salaires horaires des jeunes hommes ne soient pas purement exogènes : elles pourraient être causées par une augmentation de la concurrence qui inciterait les firmes : 1) à être plus agressives vis-à-vis les syndicats et 2) à réduire les salaires et le taux de protection dans les emplois au bas de l'échelle. Ainsi, la croissance de la concurrence - laquelle pourrait être induite par des changements technologiques - pourrait être un facteur clé du déclin du taux de protection offert aux jeunes hommes : nous n'avons pas de données là-dessus. Des facteurs non considérés, mentionnés précédemment, peuvent également avoir joué un rôle.

Femmes âgées de 25 à 34 ans

Comme pour les jeunes hommes, l'évolution du taux de syndicalisation et les déplacements intersectoriels entre catégories d'emploi ont eu tendance à faire baisser le taux de protection chez les jeunes femmes. Tout dépendant de la spécification et de la méthode utilisées, la baisse du taux de syndicalisation chez les jeunes femmes (passant de 18 % en 1984 à 11 % en 1993) est associée à une diminution de leur protection allant de 1,9 à 3,0 points. Les changements survenus dans la composition de l'emploi selon la branche d'activité ont eu une influence légèrement plus restreinte, allant de 1,1 à 2,0 points. Les trois méthodes et les deux spécifications indiquent que ces facteurs ont pu être neutralisés par des déplacements vers des postes à protection élevée. Les déplacements entre catégories professionnelles ont eu tendance à faire augmenter la protection chez les jeunes femmes de 0,4 à 1,7 point. Contrairement aux jeunes hommes, les jeunes femmes ont connu un accroissement de leur salaire horaire réel moyen au cours de la période en question (passant de 8,69 \$ en 1984 à 9,28 \$ en 1993). Cette tendance à occuper un emploi mieux rémunéré (et requérant présumément davantage de compétences) a fait augmenter leur taux de protection de 1,9 à 3,3 points environ. L'influence exercée par les déplacements entre catégories professionnelles diminue lorsqu'on inclut les salaires horaires réels : cela suggère que la variable occupation pourrait partiellement refléter les déplacements vers des emplois bien rémunérés. Pour les trois méthodes et les deux spécifications, nous observons une augmentation inexplicquée de la protection chez les jeunes femmes allant de 2,3 à 4,0 points. C'est peut-être un reflet du déplacement des emplois vers

⁴⁶ Lorsque nous utilisons la méthode de Doiron et Riddell, nous linéarisons aux valeurs moyennes des variables explicatives (e.g. Riddell, 1993). Ce choix est justifié par le fait que, pour les quatre groupes démographiques, le taux de protection est relativement près de 50% : ceci nous permet d'utiliser les valeurs moyennes comme notre "agent représentatif" pour chaque année. Ainsi, nous décomposons le changement *prédit* du taux de protection quand nous employons la méthode de Doiron et Riddell. D'autre part, quand nous utilisons la méthode de Even-Macpherson, nous décomposons le changement observé du taux de protection.

des postes supposant une forte intégration au marché du travail et offrant peut-être une meilleure protection en matière de pensions. Pris ensemble, ces résultats montrent que le taux de protection s'est accru modestement chez les jeunes femmes parce que leur propension croissante à occuper un poste à rémunération/protection élevée a été partiellement neutralisée par leur taux de syndicalisation décroissant et un déplacement de l'emploi vers des branches d'activité à faible protection.

Femmes âgées de 35 à 54 ans

Si l'on exclut les salaires réels, le modèle de probabilité linéaire et la méthode de Doiron-Riddell indiquent que l'accroissement de la protection chez les femmes plus âgées semble associé à deux facteurs principaux : un déclin de la syndicalisation (de -2,2 à -2,6 points) et un déplacement de l'emploi vers des postes à protection élevée (1,8 – 2,3 points). Puisque ces deux facteurs se neutralisent, le changement de protection expliqué est minime et, par conséquent, pratiquement tout le changement de protection semble être inexpliqué.

La méthode de Even et MacPherson (1990) donne des résultats nettement différents. Contrairement à nos attentes, elle indique que les déplacements entre catégories professionnelles ont eu tendance à faire *diminuer* la protection chez les femmes d'âge mûr, et que le déclin de la syndicalisation a eu tendance à *augmenter* leur protection. La raison qui explique ces résultats peu plausibles est la suivante : puisque les modèles logit sont non linéaires, il est impossible d'effectuer une décomposition habituelle du rôle des diverses variables explicatives comme on peut le faire pour un modèle de probabilité linéaire. Afin de surmonter cette difficulté, Even et Macpherson (1990) ont mesuré le rôle d'une variable explicative donnée j en multipliant le changement de protection « expliqué » (c.-à-d. -0,1 point) par le *coefficient* z_j ci-dessous :

$$(1) z_j = [(X_{jt+1} - X_{jt}) * B_{jt}] \quad / \quad [(X_{t+1} - X_t) * B_t]$$

où X_{jt+1} et X_{jt} sont les valeurs moyennes de la variable explicative j pour l'année $t+1$ et t , respectivement, B_{jt} étant le coefficient logit pour la variable explicative j de l'année t . Le dénominateur, $[(X_{t+1} - X_t) * B_t]$, est simplement la somme des changements des valeurs moyennes pour *toutes* les variables explicatives, pondérée à l'aide de coefficients logit pour l'année t . Il permet de mesurer l'influence nette des changements de caractéristiques (c.a.d. changements des X) sur la protection en matière de pensions. Lorsque le signe de ce dénominateur (0,004 point) diffère du signe du changement « expliqué » (-0,1 point) — ce qui semble se produire lorsque le changement « expliqué » se rapproche de zéro — le rôle de la variable explicative j porte un signe non attendu. C'est ce qui se produit ici. Pour un modèle de probabilité linéaire, le rôle de la variable explicative j est mesuré simplement à l'aide du numérateur de l'équation (1).

D'un point de vue méthodologique, ce résultat est intéressant. Il indique que la stratégie de décomposition utilisée par Even et Macpherson (1990, 1994) donne parfois des résultats qui diffèrent de ceux que l'on obtient à l'aide du modèle de probabilité linéaire. Dans leur article initial, Even et Macpherson (1990) ont comparé, pour cinq spécifications estimées, les résultats de leur stratégie de décomposition à ceux obtenus pour un modèle de probabilité linéaire, et ils ont conclu que « la méthode de décomposition proposée [...] produit des résultats semblables à ceux du modèle de probabilité linéaire ». Nos résultats indiquent que cette conclusion n'est pas nécessairement valable pour tous les échantillons.

Lorsqu'on inclut les salaires réels, l'influence des déplacements entre catégories professionnelles devient négligeable. Une fois de plus, cela suggère que les mouvements de l'emploi entre professions reflètent en partie des déplacements vers des emplois bien rémunérés. Les changements dans l'offre de travail des femmes vers des emplois bien rémunérés, lesquels sont caractérisés par un haut taux de protection, deviennent la principale source de changement pour ce qui est du taux de protection chez les femmes d'âge mûr : ils sont associés à une grande partie de la hausse de la protection (4,5 à 6,6 points). Ainsi, l'accroissement de la protection chez les femmes plus âgées semble largement liée à leur déplacement vers des postes mieux rémunérés. Le déclin du taux de syndicalisation chez les femmes plus âgées neutralise partiellement cette tendance.

Hommes âgés de 35 à 54 ans

Les résultats pour ce qui est des hommes plus âgés indiquent eux aussi une influence négative du déclin de la syndicalisation. Lorsqu'on exclut les salaires réels, la baisse du taux de syndicalisation (de 44 % à 39 %) est associée à une diminution de la protection de 1,6-2,1 points. Lorsqu'on inclut les salaires réels, la désyndicalisation a tendance à faire baisser la protection chez les hommes d'âge mûr de 1,5-1,7 point pour le modèle de probabilité linéaire et la méthode de Doiron-Riddell. Comme pour les femmes âgées de 35 à 54 ans, la méthode utilisée par Even et Macpherson (1990) donne aux facteurs des rôles qui portent un signe imprévu lorsqu'on inclut les salaires réels⁴⁷.

VII. Conclusion

Au cours des quinze dernières années, la protection en matière de pensions a évolué différemment pour divers groupes d'âge. De tous les facteurs que nous avons pu considérer, le déplacement de l'emploi vers des branches d'activité à faible protection et la baisse du taux de syndicalisation semblent être les plus fortement corrélés avec la baisse du taux d'adhésion observée chez les jeunes hommes. L'accroissement de la protection offerte par les pensions aux femmes plus âgées semble résulter principalement de leur plus grande propension à occuper un emploi offrant un meilleur salaire et, par conséquent, une meilleure protection. La baisse du taux de syndicalisation de ces femmes contrecarre en partie cet effet. Puisque nous n'avons aucun contrôle pour la taille de l'entreprise, une partie de la baisse de la protection chez les jeunes hommes que nous avons associée à la désyndicalisation et à des déplacements intersectoriels pourrait en réalité provenir de déplacements de l'emploi vers des entreprises plus petites. De même, une partie de l'augmentation de la protection chez les femmes plus âgées qui est liée à des changements dans l'offre de travail des femmes vers des emplois bien rémunérés pourrait être liée à l'accroissement du niveau d'instruction des femmes.

Ces résultats n'excluent pas la possibilité d'une baisse de la protection *au sein des* branches d'activité pour les hommes. En effet, puisque les enquêtes-ménages n'indiquent aucun déclin de la protection offerte aux hommes entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, contrairement aux données administratives, le déclin de la protection offerte aux jeunes hommes observé dans le présent exposé sous-estime peut-être le véritable déclin. Si tel est le cas, il n'est pas sûr que la

⁴⁷ Contrairement à nos attentes, les résultats indiquent que la désyndicalisation a eu tendance à *augmenter* la protection chez les hommes d'âge mûr et que l'accroissement des salaires réels a eu tendance à *diminuer* leur protection. Encore une fois, cette anomalie est attribuable au fait que, dans ce modèle particulier, le signe du changement « expliqué » (-0,2 point) diffère du signe du dénominateur mis en jeu dans les calculs (0,02 point).

méthode de décomposition utilisée dans le présent exposé donnerait toujours le même résultat, c'est-à-dire qu'elle indiquerait que le déclin de la syndicalisation et les déplacements intersectoriels entre catégories d'emploi expliquent toute la baisse de la protection chez les jeunes hommes. L'importance relative de ces deux facteurs pourrait diminuer. De plus, les données administratives indiquent que, entre 1991 et 1996, le nombre d'hommes protégés par un RPA a baissé de presque 300 000 et que le taux de protection des hommes rémunérés a diminué de presque 6 points (tableaux 3 et 4). Cela indique peut-être une baisse du taux de protection chez les hommes plus âgés aussi bien que chez les jeunes hommes.

De nombreux facteurs peuvent être proposés pour expliquer la diminution éventuelle de la protection offerte par un RPA. Tout d'abord, la concurrence accrue, de l'étranger ou au sein même des secteurs, peut pousser les entreprises canadiennes à réduire le coût de la main-d'œuvre et peut-être à mettre fin à certains régimes de pension. Deuxièmement, les nouvelles entreprises qui se lancent sur le marché peuvent choisir de ne pas offrir un régime de pension afin de maximiser leurs chances de survie au cours des premières années de leur existence. Troisièmement, l'état du marché du travail peut aussi expliquer une diminution éventuelle de la protection de type RPA. Si le marché du travail est relativement peu actif et s'il n'y a aucune pénurie de personnes spécialisées dans le secteur en question, il n'est peut-être pas nécessaire pour l'entreprise d'offrir un régime de pension pour attirer des travailleurs très spécialisés. Quatrièmement, comme il a été mentionné ci-dessus, une augmentation de la cotisation versée par l'employeur à divers programmes (p. ex. le RPC-RRQ et l'assurance-emploi) pourrait pousser une nouvelle entreprise à ne pas offrir un RPA ou décider une firme existante à mettre fin à son régime (Frenken, 1996). Enfin, toute augmentation des coûts administratifs (p. ex. une hausse des services actuariels pour des régimes à prestations déterminées) risque de démotiver les entreprises quant à l'établissement d'un RPA et de les encourager soit à adopter des REER collectifs, soit à n'offrir aucun régime de retraite.

Qu'il existe ou non un déclin de la protection des hommes au sein des branches d'activité, nos résultats soulèvent certaines questions quant à la qualité de l'emploi pour les jeunes hommes. Tout d'abord, plusieurs études (Morissette, Myles et Picot, 1994; Beach et Slotsve, 1996) ont permis de documenter le déclin du revenu annuel réel des jeunes hommes au cours des années 1980. À moins que le déclin de la protection offerte par les pensions aux jeunes hommes ne soit totalement neutralisé par l'accroissement des REER collectifs (avec cotisations correspondantes de l'employeur), la baisse de leur *rémunération totale* est sous-estimée. Deuxièmement, nos résultats indiquent que, à moins que les tendances en matière de RPA ne soient renversées ou à moins que l'accroissement des REER collectifs ne compense la baisse de la protection offerte par un RPA, de nouvelles cohortes de jeunes hommes devront peut-être accepter des emplois comportant des avantages sociaux inférieurs à ceux offerts aux cohortes antérieures. Des travaux récents de Beaudry et Green (1996) et de Morissette (1997) ont indiqué un déplacement à la baisse du profil âge-gains chez les jeunes hommes au cours des années 1980. Nos résultats soulèvent une question connexe : est-ce que la baisse de la protection de type RPA observée parmi les jeunes hommes aura des effets à long terme (c.-à-d. sur leur revenu de retraite)? Dans l'affirmative, est-ce que cette baisse de revenu de retraite sera neutralisée en partie par l'accroissement du revenu de retraite des conjoints, parmi les jeunes couples d'aujourd'hui constitués de deux conjoints qui travaillent?

Nos résultats sont prometteurs pour les femmes. Ils indiquent que, tant que l'évolution des femmes vers des postes mieux rémunérés se poursuivra, les femmes qui sont maintenant âgées de 35 à 54 ans devraient jouir d'un revenu de pension supérieur à celui des femmes du même groupe d'âge il y a quinze ans.

Le déclin de la protection en matière de régimes de pension chez les jeunes hommes ne se limite pas au Canada. Even et Macpherson (1994) ont montré que, entre 1979 et 1988, le taux de protection chez les hommes âgés de 21 à 35 ans était passé de 56 % à 49 % aux États-Unis⁴⁸. Ils ont indiqué que le déclin de la protection chez les jeunes hommes était surtout le résultat d'une diminution du pourcentage de jeunes gens participant à un régime de pension offert par l'employeur, plutôt que d'une baisse du taux de l'offre par les entreprises d'un régime de pension aux travailleurs. La diminution de la participation était à son tour associée à l'importance croissante des régimes 401(k), qui sont des régimes à cotisations déterminées et à participation volontaire. Puisque les données canadiennes ne permettent pas actuellement de distinguer les taux de l'offre des taux de participation, il est impossible de déterminer quelle part du déclin de la protection offerte aux jeunes hommes par les pensions est attribuable à une baisse des taux de l'offre, et quelle part est attribuable à une diminution des taux de participation.

⁴⁸ Leur échantillon comportait des travailleurs à temps partiel aussi bien qu'à temps plein.

Tableau 1 : Conditions d'admissibilité pour les employés à temps plein.

En date du __ 19__, les employés à temps plein satisfaisant les conditions suivantes sont admissibles :

Date	Jurisdiction	Conditions
1er janvier 1987	Fédéral	2 ans de service continu
1er janvier 1993	Saskatchewan	
1er janvier 1984	Manitoba	
1er janvier 1988	Ontario	
1er janvier 1988	Nouvelle-Écosse	
31 décembre 1991 loi non proclamée	Nouveau-Brunswick Île-du-Prince-Edouard	
1er janvier 1990	Québec	gagner au moins 35% du MGAP ou travailler au moins 700 heures durant l'année civile.
1er janvier 1993	Colombie-Britannique	gagner au moins 35% du MGAP pendant
1er janvier 1987	Alberta	2 années consécutives
1er janvier 1985	Terre-Neuve	conditions d'admissibilité non précisées

*MGAP : maximum des gains annuels ouvrant droit à pension.

Note : Au Manitoba, les travailleurs admissibles sont tenus de participer à la caisse de retraite de l'employeur.

Source : Pension Plans in Canada 1996, Cat no. 74-401SPB

Tableau 2 : Pourcentage des participants à un RPA relevant d'un régime à participation obligatoire, 1985-1994

Année	Hommes	Femmes	Tous
	%	%	%
1985	87,4	86,1	87,0
1986	87,3	85,9	86,9
1987	87,3	85,7	86,7
1988	88,4	89,9	88,9
1989	88,5	90,0	89,1
1990	88,6	89,6	89,0
1991	89,9	91,1	90,4
1992	90,7	91,4	91,0
1993	91,1	91,7	91,4
1994	91,0	91,3	91,1

Source : Compilations spéciales de la Section des pensions de Statistique Canada.

Tableau 3 : Nombre d'employés protégés par un régime de pension, 1979-1996

Année	Hommes			Femmes		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	Données administratives ('000)	Enquêtes-ménages ('000)	(2) / (1)	Données administratives ('000)	Enquêtes-ménages ('000)	(2) / (1)
1979	3 098	-	-	1 378	-	-
1981	3 181	-	-	1 477	-	-
1983	3 039	-	-	1 525	-	-
1985	3 047	-	-	1 621	-	-
1986	-	2 904	-	-	1 770	-
1987	3 082	2 943	0,95	1 763	1 838	1,04
1988	-	2 973	-	-	1 987	-
1989	3 128	2 959	0,95	1 981	2 027	1,02
1990	-	2 917	-	-	2 098	-
1991	3 129	-	-	2 189	-	-
1993	2 966	2 901	0,98	2 249	2 288	1,02
1994	2 930	3 149	1,07	2 240	2 317	1,03
1995	2 895	3 066	1,06	2 255	2 307	1,02
1996	2 866	2 919	1,02	2 250	2 216	0,98

* L'échantillon tiré des enquêtes-ménages comporte des emplois occupés en décembre par des travailleurs rémunérés âgés de 17 à 64 ans.

Source : Régimes de pension au Canada 1996 : n° de catal. 74-401XPB

Régimes de pension au Canada 1995 : n° de catal. 74-401SPB

Enquêtes sur l'activité de 1986-1990 (fichiers transsectoriels)

Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993-1996 (fichiers transsectoriels).

Tableau 4 : Protection en matière de pensions chez les hommes et les femmes, 1985-1996 : comparaison des données sur les RPAC et des enquêtes-ménages*

I. Données sur les RPAC											
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1993	1994	1995	1996
Hommes	50,1	-	48,4	-	47,0	-	49,2	46,8	45,3	44,0	43,4
Femmes	35,6	-	35,8	-	37,4	-	40,8	41,9	41,1	40,6	40,3
II. Enquêtes-ménages — tous les répondants											
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1993	1994	1995	1996
Hommes	-	51,8	51,4	51,7	53,2	53,1	-	51,8	53,9	51,4	49,1
Femmes	-	38,1	38,1	39,7	40,5	41,7	-	43,0	42,9	41,4	40,5
III. Enquêtes-ménages : les répondants directs**											
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1993	1994	1995	1996
Hommes	-	51,5	-	50,5	51,6	52,4	-	-	54,3	52,6	51,0
Femmes	-	39,1	-	40,1	41,6	43,3	-	-	46,8	43,6	43,1
IV. Enquêtes-ménages : les répondants-substituts											
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1993	1994	1995	1996
Hommes	-	52,1	-	54,1	55,1	53,8	-	-	54,1	50,6	47,0
Femmes	-	35,4	-	38,2	37,9	37,3	-	-	33,5	36,4	34,5

* L'échantillon tiré des enquêtes-ménages comporte des emplois occupés en décembre par des travailleurs rémunérés âgés de 17 à 64 ans.

** La distinction entre les répondants-substituts et les répondants directs n'est pas disponible pour 1987 et pour 1993.

Source : Données sur les RPAC :

- Régimes de pension au Canada 1996 : n° 74-401XPB au catalogue.

- Régimes de pension au Canada 1995 : n° 74-401SPB au catalogue.

Enquêtes-ménages :

- Enquêtes sur l'activité de 1986-1990 (fichiers transsectoriels)

- Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993-1996 (fichiers transsectoriels).

Tableau 5 : Protection en matière de pensions chez les hommes et les femmes travaillant à temps plein dans le secteur commercial, selon l'âge, 1984-1996

	1984	1986	1987	1988	1989	1990	1993	1994	1995	1996
I. Hommes										
Groupe d'âge										
17-24	0,284 (0,012)	0,240 (0,012)	0,246 (0,012)	0,269 (0,012)	0,244 (0,014)	0,222 (0,014)	0,194 (0,030)	0,164 (0,028)	0,185 (0,030)	0,167 (ND)
25-34	0,511 (0,010)	0,485 (0,009)	0,471 (0,008)	0,475 (0,009)	0,482 (0,011)	0,464 (0,010)	0,454 (0,025)	0,464 (0,023)	0,415 (0,029)	0,416 (ND)
35-54	0,636 (0,009)	0,620 (0,008)	0,625 (0,008)	0,631 (0,008)	0,642 (0,009)	0,643 (0,009)	0,642 (0,019)	0,659 (0,020)	0,614 (0,018)	0,573 (ND)
55-64	0,640 (0,019)	0,636 (0,016)	0,629 (0,014)	0,605 (0,018)	0,613 (0,020)	0,627 (0,019)	0,600 (0,048)	0,647 (0,068)	0,589 (0,047)	0,592 (ND)
17-64	0,529 (0,006)	0,513 (0,006)	0,508 (0,006)	0,515 (0,006)	0,524 (0,007)	0,523 (0,007)	0,526 (0,013)	0,534 (0,010)	0,502 (0,013)	0,481 (ND)
Taille de l'échantillon	12 151	13 512	16 079	13 363	12 714	12 302	4 302	4 673	4 552	9 474
I. Femmes										
Groupe d'âge										
17-24	0,212 (0,012)	0,183 (0,012)	0,196 (0,012)	0,209 (0,014)	0,222 (0,017)	0,219 (0,018)	0,164 (0,036)	0,116 (0,029)	0,175 (0,034)	0,177 (ND)
25-34	0,413 (0,014)	0,398 (0,013)	0,389 (0,012)	0,403 (0,013)	0,384 (0,014)	0,403 (0,015)	0,426 (0,032)	0,410 (0,029)	0,327 (0,030)	0,337 (ND)
35-54	0,399 (0,014)	0,391 (0,013)	0,398 (0,011)	0,411 (0,013)	0,438 (0,014)	0,427 (0,013)	0,461 (0,030)	0,472 (0,025)	0,452 (0,025)	0,426 (ND)
55-64	0,449 (0,033)	0,442 (0,034)	0,388 (0,029)	0,411 (0,033)	0,366 (0,037)	0,451 (0,034)	0,455 (0,068)	0,366 (0,066)	0,454 (0,073)	0,335 (ND)
17-64	0,356 (0,008)	0,347 (0,007)	0,350 (0,007)	0,365 (0,008)	0,373 (0,009)	0,385 (0,009)	0,410 (0,018)	0,393 (0,015)	0,372 (0,017)	0,363 (ND)
Taille de l'échantillon	6 303	6 799	8 565	6 943	6 682	6 528	2 313	2 505	2 478	5 123

* L'échantillon comporte des personnes rémunérées âgées de 17 à 64 ans travaillant à temps plein dans le secteur commercial, pour ce qui est de leur emploi principal, en décembre.

L'erreur type est indiquée entre parenthèses. Pour 1984 et pour 1993-1995, l'erreur type est corrigée pour les grappes d'observations des particuliers. Pour 1986-1990, l'erreur type est une approximation de l'erreur type rajustée en fonction des grappes.

ND : non disponible.

Tableau 6 : Pourcentage des déclarants fiscaux protégés par un RPA contributif, 1986-1996*

Âge	Hommes			Femmes		
	25-34	35-54	17-64	25-34	35-54	17-64
Année						
1986	28,1	42,3	30,5	28,6	33,7	26,2
1987	27,5	41,4	30,0	28,4	34,1	26,5
1988	27,4	41,4	30,2	28,8	35,9	27,7
1989	26,5	40,6	29,7	28,5	36,5	28,0
1990	26,3	40,3	29,7	28,9	37,2	28,8
1991	25,9	39,8	29,6	29,0	38,0	29,5
1992	25,5	39,6	29,6	29,6	39,0	30,4
1993	25,0	39,5	29,5	29,3	39,5	30,7
1994	23,7	38,7	28,6	28,5	39,4	30,3
1995	22,8	38,0	28,0	27,7	39,4	30,2
1996	21,8	37,1	27,4	26,7	39,1	29,8

* Les chiffres sont tirés d'un échantillon de 10 % de tous les déclarants fiscaux du Canada âgés de 17 à 64 ans, n'ayant aucun revenu d'un travail indépendant et recevant un salaire annuel d'au moins 1 000 \$ (en dollars constants de 1994). Un RPA contributif est un régime de pension qui exige le versement d'une cotisation par l'employé.

Source : Banque de données administratives longitudinales (BDAL), Statistique Canada.

Tableau 7 : Protection en matière de pensions chez les travailleurs jeunes et plus âgés, 1984 et 1993

Variables	HOMMES				FEMMES			
	Âgés de 25 à 34 ans		Âgés de 35 à 54 ans		Âgées de 25 à 34 ans		Âgées de 35 à 54 ans	
	1984	1993	1984	1993	1984	1993	1984	1993
Tous	51,1	45,4	63,6	64,2	41,3	42,6	39,9	46,1
Statut syndical								
Syndiqué	75,6	76,7	82,1	85,4	67,5	77,8	63,3	73,2
Non syndiqué	36,0	32,5	49,4	50,6	35,4	38,7	32,6	41,9
Branche d'activité								
Foresterie et mines	58,1	-	71,1	75,7	-	-	-	-
Construction	40,4	25,0	50,6	46,2	-	-	-	-
Fabrication	57,1	53,2	69,8	75,3	44,4	50,6	42,4	54,9
Services aux distributeurs	62,6	62,1	71,6	73,2	64,3	61,3	60,0	61,0
Services aux entreprises	46,0	46,7	61,7	54,3	48,3	50,6	50,8	56,4
Services aux consommateurs	29,9	24,6	37,1	33,9	21,4	19,4	23,9	26,8
Emploi								
Professionnels/gestionnaires	54,6	50,8	69,9	65,7	53,2	50,5	48,1	54,6
Sciences naturelles/sociales	59,3	50,5	71,5	67,8	39,4	52,3	66,3	50,2
Commis	61,2	36,2	74,1	75,2	46,9	41,5	47,8	56,2
Ventes	45,3	53,4	56,6	45,2	38,8	45,6	22,3	31,5
Services	25,5	-	28,8	42,0	13,2	-	17,7	-
Primaire/transformation	50,7	41,5	64,0	64,3	35,5	-	39,4	47,0
Construction	53,7	40,0	63,6	65,9	-	-	-	-
Autres	49,1	56,5	60,6	71,8	-	-	-	-
Éducation*								
Infra-universitaire	50,2	43,2	62,9	64,2	40,3	40,4	39,4	45,4
Diplôme universitaire	56,7	58,7	69,8	63,7	47,5	55,8	49,5	54,6
Taille de l'échantillon	4 204	1 359	4 576	2 080	2 047	749	2 086	1 085

Nota : L'échantillon comporte des personnes rémunérées âgées de 17 à 64 ans travaillant à temps plein dans le secteur commercial, pour ce qui est de leur emploi principal, en décembre.

Nota : * Les catégories d'éducation ne sont pas rigoureusement comparables entre 1984 et 1993.

Source : Enquête sur l'adhésion syndicale, 1984
Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 (fichier transsectoriel)

Tableau 8 : Évolution de la répartition de l'emploi, 1984 et 1993

Variables	HOMMES				FEMMES			
	Âgés de 25 à 34 ans		Âgés de 35 à 54 ans		Âgées de 25 à 34 ans		Âgées de 35 à 54 ans	
	1984	1993	1984	1993	1984	1993	1984	1993
Syndiqué	38,1	29,2	43,5	38,8	18,2	10,8	23,6	15,9
Non syndiqué	61,9	70,8	56,6	61,2	81,8	89,3	76,4	84,1
Branche d'activité								
Foresterie et mines	5,9	3,4	5,8	4,9	-	-	-	-
Construction	8,5	10,0	8,9	7,3	-	-	-	-
Fabrication	35,5	29,8	39,4	36,3	25,0	19,4	31,4	21,9
Services aux distributeurs	22,8	23,4	24,7	24,6	13,5	14,0	12,3	13,8
Services aux entreprises	9,6	10,9	8,0	12,9	28,0	33,2	20,3	27,5
Services aux consommateurs	17,6	22,5	13,2	14,0	29,9	30,5	33,0	33,7
Emploi								
Professionnels/gestionnaires	13,4	15,4	17,5	19,6	16,1	21,7	12,2	22,1
Sciences naturelles/sociales	9,7	10,0	6,6	7,2	4,6	5,9	2,3	5,5
Commis	6,5	7,3	7,6	6,6	42,6	39,8	36,6	33,2
Ventes	7,4	6,6	6,5	8,4	8,3	9,7	11,0	11,3
Services	5,2	6,8	4,7	4,9	11,2	9,1	13,1	12,3
Primaire/transformation	32,4	29,0	32,4	29,9	12,2	7,2	18,7	10,4
Construction	10,9	10,2	10,2	8,4	-	-	-	-
Autres	14,7	14,8	14,6	15,1	-	-	-	-
Éducation*								
Infra-universitaire	85,7	85,4	89,7	88,0	86,8	84,0	95,2	91,4
Diplôme universitaire	14,3	14,6	10,3	12,0	13,2	16,0	4,8	8,6
Gains horaires réels moyens (en dollars constants de 1984)	11,86 \$	11,11 \$	13,48 \$	14,18 \$	8,69 \$	9,28 \$	8,36 \$	9,51 \$
Taille de l'échantillon	4 204	1 359	4 576	2 080	2 047	749	2 086	1 085

Nota : L'échantillon comporte des personnes rémunérées âgées de 17 à 64 ans travaillant à temps plein dans le secteur commercial, pour ce qui est de leur emploi principal, en décembre.

* Les catégories d'éducation ne sont pas rigoureusement comparables entre 1984 et 1993.

Source :
Enquête sur l'adhésion syndicale, 1984
Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993

Tableau 9 : Sources d'évolution du taux de protection en matière de pensions entre 1984 et 1993.

Variable explicative/Méthode	Hommes âgés de 25 à 34 ans						Hommes âgés de 35 à 54 ans					
	MPL	E-M	D-R	MPL	E-M	D-R	MPL	E-M	D-R	MPL	E-M	D-R
Profession	0.47	0.43	0.54	0.35	0.33	0.43	0.67	0.80	0.71	0.37	-0.14	0.35
Province	0.10	0.11	0.13	-0.03	-0.04	-0.05	0.16	0.25	0.22	0.09	-0.05	0.12
Âge	-	-	-	-	-	-	-0.13	-0.21	-0.18	-0.10	0.06	-0.15
Syndicat	-3.48	-3.53	-4.41	-3.01	-2.93	-3.87	-1.58	-2.08	-1.83	-1.52	0.66	-1.72
Industrie	-2.78	-2.91	-3.63	-2.03	-2.03	-2.68	-0.49	-0.16	-0.15	-0.47	0.09	-0.23
Salaire horaire	-	-	-	-2.12	-2.24	-2.96	-	-	-	1.61	-0.83	2.16
Changement expliqué	-5.7	-5.9	-7.37	-6.8	-6.9	-9.13	-1.4	-1.4	-1.23	0.0	-0.2	0.52
Changement non expliqué	0.0	0.2	-0.51	1.1	1.2	0.82	2.0	2.0	3.24	0.6	0.8	2.61
Changement observé	-5.7	-5.7	-	-5.7	-5.7	-	0.6	0.6	-	0.6	0.6	-
Changement approximé	-	-	-7.88	-	-	-8.31	-	-	2.01	-	-	3.13
Erreur d'approximation	-	-	0.01	-	-	0.01	-	-	-0.01	-	-	-0.09
Changement prédit	-	-	-7.87	-	-	8.30	-	-	2.00	-	-	3.04
Variable explicative/Méthode	Femmes âgées de 25 à 34 ans						Femmes âgées de 35 à 54 ans					
	MPL	E-M	D-R	MPL	E-M	D-R	MPL	E-M	D-R	MPL	E-M	D-R
Profession	1.27	1.71	1.74	0.40	0.67	0.53	1.82	-2.47	2.28	0.19	-0.02	-0.02
Province	-0.05	-0.07	-0.08	0.02	-0.06	-0.04	-0.27	0.41	-0.38	-0.32	-0.38	-0.49
Âge	-	-	-	-	-	-	-0.03	0.04	-0.04	-0.03	-0.03	-0.05
Syndicat	-2.26	-2.81	-2.85	-1.85	-2.97	-2.34	-2.16	2.81	-2.59	-1.79	-1.60	-2.07
Industrie	-1.14	-1.13	-1.15	-1.37	-2.02	-1.59	0.68	-0.89	0.82	0.15	-0.11	-0.15
Salaire horaire	-	-	-	1.87	3.27	2.58	-	-	-	4.45	5.04	6.55
Changement expliqué	-2.2	-2.3	-2.33	-1.0	-1.1	-0.87	0.0	-0.1	0.09	2.7	2.9	3.76
Changement non expliqué	3.5	3.6	4.03	2.3	2.4	2.57	6.2	6.3	6.59	3.5	3.3	3.80
Changement observé	1.3	1.3	-	1.3	1.3	-	6.2	6.2	-	6.2	6.2	-
Changement approximé	-	-	1.70	-	-	1.70	-	-	6.68	-	-	7.56
Erreur d'approximation	-	-	0.01	-	-	0.01	-	-	0.20	-	-	0.25
Changement prédit	-	-	1.71	-	-	1.71	-	-	6.88	-	-	7.81

- MPL: modèle de probabilité linéaire. E-M : méthode d'Even-Macpherson. D-R : méthode de Doiron-Riddell.

+ La somme des contributions de chacun des facteurs peut ne pas égaler le total en raison de l'arrondissement.

Annexe 1

I. Hommes âgés de 25 à 34 ans : gains exclus - 1984

A) Modèle de probabilité linéaire : 1984

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.31618	0.32940E-01	9.599	0.00000	
PROFMAN	0.13188	0.32576E-01	4.048	0.00005	0.1335
NATSOC	0.81472E-01	0.35371E-01	2.303	0.02126	0.9695E-01
SALES	0.46627E-01	0.37189E-01	1.254	0.20992	0.7377E-01
SERVICES	-0.13366	0.44958E-01	-2.973	0.00295	0.5166E-01
PPMW	-0.11315	0.30160E-01	-3.752	0.00018	0.3238
OTHER	-0.16712	0.32602E-01	-5.126	0.00000	0.1470
CONSTR	-0.88148E-01	0.38681E-01	-2.279	0.02268	0.1085
NFLD	-0.85847E-01	0.61779E-01	-1.390	0.16466	0.1189E-01
PEI	-0.59557E-01	0.13019	-0.457	0.64734	0.2594E-02
NOVASCOT	-0.16970E-01	0.40436E-01	-0.420	0.67472	0.2927E-01
NEWBRUN	0.29458E-01	0.47555E-01	0.619	0.53562	0.2065E-01
QUEBEC	-0.80129E-01	0.17033E-01	-4.704	0.00000	0.2632
MANITOBA	0.20092E-01	0.36381E-01	0.552	0.58077	0.3649E-01
SASK	0.62756E-01	0.40681E-01	1.543	0.12292	0.3012E-01
ALBERTA	-0.11320E-01	0.24891E-01	-0.455	0.64926	0.1036
BRITCOL	-0.77971E-02	0.23609E-01	-0.330	0.74121	0.1082
DUNION	0.39014	0.15830E-01	24.646	0.00000	0.3814
D2SIC52	-0.61363E-01	0.58588E-01	-1.047	0.29493	0.1478E-01
D4SIC52	0.36687	0.59219E-01	6.195	0.00000	0.1426E-01
D5SIC52	0.38461	0.59096E-01	6.508	0.00000	0.1536E-01
D6SIC52	0.19756	0.10062	1.963	0.04959	0.4686E-02
D7SIC52	0.15391	0.28904	0.532	0.59439	0.5243E-03
D8SIC52	0.26351E-01	0.71973E-01	0.366	0.71428	0.9529E-02
D9SIC52C	0.10519	0.40338E-01	2.608	0.00911	0.3466E-01
D11SIC52	0.34020	0.57609E-01	5.905	0.00000	0.1525E-01
D13SIC52	-0.56815E-01	0.83185E-01	-0.683	0.49461	0.6757E-02
D16SIC52	0.92228E-02	0.44096E-01	0.209	0.83433	0.2972E-01
D17SIC52	-0.11909	0.80724E-01	-1.475	0.14014	0.7175E-02
D18SIC52	0.27892	0.44913E-01	6.210	0.00000	0.2820E-01
D19SIC52	0.18179	0.48452E-01	3.752	0.00018	0.2432E-01
D20SIC52	0.25222	0.44178E-01	5.709	0.00000	0.2918E-01
D21SIC52	0.57681E-01	0.45655E-01	1.263	0.20644	0.2627E-01
D22SIC52	0.83645E-01	0.54667E-01	1.530	0.12599	0.1687E-01
D23SIC52	0.27582	0.38515E-01	7.161	0.00000	0.4377E-01
D24SIC52	0.18207	0.41598E-01	4.377	0.00001	0.3354E-01
D25SIC52	-0.15012	0.70589E-01	-2.127	0.03345	0.9565E-02
D26SIC52	0.50562	0.90515E-01	5.586	0.00000	0.5622E-02
D27SIC52	0.32487	0.53500E-01	6.072	0.00000	0.1738E-01
D28SIC52	0.81192E-01	0.60084E-01	1.351	0.17660	0.1353E-01
D29SIC52	-0.53186E-01	0.46442E-01	-1.145	0.25212	0.3304E-01
D30SIC52	0.70646E-01	0.42327E-01	1.669	0.09511	0.5134E-01
D31SIC52	0.21470	0.32775E-01	6.551	0.00000	0.7715E-01
D32SIC52	0.21894	0.12113	1.808	0.07068	0.3054E-02
D33SIC52	0.32360	0.39834E-01	8.124	0.00000	0.4128E-01
D34SIC52	0.37650	0.42464E-01	8.866	0.00000	0.3387E-01
D35SIC52	0.30162E-01	0.31008E-01	0.973	0.33069	0.7263E-01
D37SIC52	0.23607	0.52608E-01	4.487	0.00001	0.1881E-01
D38SIC52	0.26285	0.66827E-01	3.933	0.00008	0.1076E-01
D39SIC52	0.10618E-01	0.61069E-01	0.174	0.86198	0.1326E-01
D43SIC52	-0.55343E-01	0.88824E-01	-0.623	0.53325	0.5924E-02
D44SIC52	0.38799E-02	0.36440E-01	0.106	0.91521	0.5341E-01
D45SIC52	-0.56750E-01	0.10589	-0.536	0.59199	0.4273E-02
D46SIC52	-0.14209	0.50232E-01	-2.829	0.00467	0.2844E-01
D47SIC52	-0.92063E-01	0.48058E-01	-1.916	0.05541	0.2317E-01

D43SIC52	-0.33029	0.53069	-0.622	0.53368	0.5924E-02
D44SIC52	0.51089E-01	0.18803	0.272	0.78585	0.5341E-01
D45SIC52	-0.36215	0.69467	-0.521	0.60214	0.4273E-02
D46SIC52	-0.87988	0.30652	-2.871	0.00410	0.2844E-01
D47SIC52	-0.54708	0.29406	-1.860	0.06283	0.2317E-01

II. Hommes âgés de 25 à 34 ans : gains exclus - 1993

A) Modèle de probabilité linéaire : 1993

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.63211E-01	0.54792E-01	1.154	0.24865	
PROFMAN	0.29852	0.54040E-01	5.524	0.00000	0.1539
NATSOC	0.25808	0.62419E-01	4.135	0.00004	0.1004
SALES	0.26507	0.65224E-01	4.064	0.00005	0.6559E-01
SERVICES	0.86947E-01	0.75017E-01	1.159	0.24644	0.6799E-01
PPMW	0.41225E-02	0.52493E-01	0.079	0.93740	0.2897
OTHER	0.95414E-01	0.54552E-01	1.749	0.08028	0.1482
CONSTR	0.10960	0.67254E-01	1.630	0.10319	0.1018
NFLD	0.45895E-02	0.10554	0.043	0.96531	0.1244E-01
PEI	0.10639E-01	0.18521	0.057	0.95419	0.3886E-02
NOVASCOT	0.42840E-01	0.72596E-01	0.590	0.55512	0.2800E-01
NEWBRUN	0.80139E-01	0.80744E-01	0.993	0.32095	0.2185E-01
QUEBEC	-0.50137E-01	0.30774E-01	-1.629	0.10327	0.2474
MANITOBA	0.54734E-01	0.64373E-01	0.850	0.39518	0.3665E-01
SASK	-0.18358E-01	0.71846E-01	-0.256	0.79833	0.3009E-01
ALBERTA	0.58960E-01	0.43900E-01	1.343	0.17926	0.1024
BRITCOL	-0.45863E-01	0.38733E-01	-1.184	0.23637	0.1352
DUNION	0.45432	0.29832E-01	15.229	0.00000	0.2921
D2SIC52	0.17401	0.13085	1.330	0.18358	0.8340E-02
D4SIC52	0.24280	0.14105	1.721	0.08518	0.7256E-02
D5SIC52	0.42144	0.13209	3.190	0.00142	0.8560E-02
D6SIC52	0.21913	0.27651	0.792	0.42808	0.1782E-02
D7SIC52	0.10252E-01	0.43664	0.023	0.98127	0.6984E-03
D8SIC52	0.10259	0.13978	0.734	0.46298	0.7567E-02
D9SIC52	0.24992	0.63755E-01	3.920	0.00009	0.4463E-01
D11SIC52	0.80063E-01	0.12136	0.660	0.50944	0.9768E-02
D13SIC52	0.26640	0.16549	1.610	0.10745	0.5144E-02
D16SIC52	0.20483	0.73809E-01	2.775	0.00552	0.3183E-01
D17SIC52	0.10683	0.15137	0.706	0.48034	0.6138E-02
D18SIC52	0.35550	0.89948E-01	3.952	0.00008	0.1935E-01
D19SIC52	0.17753	0.11485	1.546	0.12217	0.1109E-01
D20SIC52	0.38869	0.10059	3.864	0.00011	0.1515E-01
D21SIC52	0.34929E-01	0.68906E-01	0.507	0.61222	0.3911E-01
D22SIC52	0.16957	0.10375	1.634	0.10217	0.1407E-01
D23SIC52	0.38326	0.73350E-01	5.225	0.00000	0.3335E-01
D24SIC52	0.31115	0.87821E-01	3.543	0.00040	0.2116E-01
D25SIC52	0.32187	0.11004	2.925	0.00344	0.1240E-01
D26SIC52	0.27655	0.16094	1.718	0.08573	0.5391E-02
D27SIC52	0.44001	0.11867	3.708	0.00021	0.1033E-01
D28SIC52	0.33109	0.12941	2.558	0.01051	0.8483E-02
D29SIC52	-0.52751E-01	0.79673E-01	-0.662	0.50791	0.3066E-01
D30SIC52	0.34383E-01	0.67293E-01	0.511	0.60939	0.6790E-01
D31SIC52	0.28002	0.55769E-01	5.021	0.00000	0.8704E-01
D32SIC52	-0.12554E-02	0.21780	-0.006	0.99540	0.2978E-02
D33SIC52	0.76973E-01	0.69351E-01	1.110	0.26704	0.4308E-01
D34SIC52	0.36669	0.84619E-01	4.333	0.00001	0.2450E-01
D35SIC52	0.24879	0.52315E-01	4.756	0.00000	0.7593E-01
D37SIC52	0.53005	0.91302E-01	5.805	0.00000	0.1873E-01
D38SIC52	0.28289	0.16955	1.668	0.09522	0.4938E-02
D39SIC52	0.28031	0.15021	1.866	0.06202	0.6845E-02
D43SIC52	0.37926	0.15549	2.439	0.01472	0.6001E-02
D44SIC52	0.65530E-02	0.57854E-01	0.113	0.90982	0.7865E-01
D45SIC52	-0.48597E-01	0.18301	-0.266	0.79059	0.4100E-02
D46SIC52	-0.95760E-01	0.68614E-01	-1.396	0.16282	0.6197E-01
D47SIC52	-0.27024E-01	0.88157E-01	-0.307	0.75919	0.2109E-01

D43SIC52	2.0476	0.76665	2.671	0.00757	0.6001E-02
D44SIC52	0.14824	0.32116	0.462	0.64438	0.7865E-01
D45SIC52	-0.15745	1.0963	-0.144	0.88580	0.4100E-02
D46SIC52	-0.54375	0.42193	-1.289	0.19750	0.6197E-01
D47SIC52	-0.13939	0.57204	-0.244	0.80749	0.2109E-01

III. Hommes âgés de 25 à 34 ans : gains inclus - 1984

A) Modèle de probabilité linéaire : 1984

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.87664E-01	0.34752E-01	2.523	0.01165	
PROFMAN	0.14589E-01	0.32334E-01	0.451	0.65184	0.1335
NATSOC	-0.11947E-01	0.34718E-01	-0.344	0.73077	0.9695E-01
SALES	0.13641E-01	0.36074E-01	0.378	0.70532	0.7377E-01
SERVICES	-0.91166E-01	0.43619E-01	-2.090	0.03661	0.5166E-01
PPMW	-0.12896	0.29227E-01	-4.413	0.00001	0.3238
OTHER	-0.16999	0.31576E-01	-5.384	0.00000	0.1470
CONSTR	-0.99537E-01	0.37470E-01	-2.656	0.00790	0.1085
NFLD	-0.39142E-01	0.59901E-01	-0.653	0.51347	0.1189E-01
PEI	0.11286E-01	0.12616	0.089	0.92872	0.2594E-02
NOVASCOT	0.29538E-01	0.39264E-01	0.752	0.45187	0.2927E-01
NEWBRUN	0.66312E-01	0.46112E-01	1.438	0.15042	0.2065E-01
QUEBEC	-0.72989E-01	0.16502E-01	-4.423	0.00001	0.2632
MANITOBA	0.28836E-01	0.35240E-01	0.818	0.41321	0.3649E-01
SASK	0.70065E-01	0.39403E-01	1.778	0.07538	0.3012E-01
ALBERTA	-0.48859E-01	0.24214E-01	-2.018	0.04361	0.1036
BRITCOL	-0.57268E-01	0.23060E-01	-2.483	0.01301	0.1082
DUNION	0.33684	0.15665E-01	21.503	0.00000	0.3814
D2SIC52	-0.15278	0.57011E-01	-2.680	0.00737	0.1478E-01
D4SIC52	0.24420	0.57830E-01	4.223	0.00002	0.1426E-01
D5SIC52	0.20372	0.58266E-01	3.496	0.00047	0.1536E-01
D6SIC52	0.99883E-01	0.97628E-01	1.023	0.30626	0.4686E-02
D7SIC52	0.15711	0.27995	0.561	0.57465	0.5243E-03
D8SIC52	-0.28334E-01	0.69786E-01	-0.406	0.68473	0.9529E-02
D9SIC52C	0.75881E-01	0.39108E-01	1.940	0.05234	0.3466E-01
D11SIC52	0.28887	0.55881E-01	5.169	0.00000	0.1525E-01
D13SIC52	-0.31990E-01	0.80581E-01	-0.397	0.69137	0.6757E-02
D16SIC52	-0.14818E-01	0.42733E-01	-0.347	0.72877	0.2972E-01
D17SIC52	-0.10043	0.78192E-01	-1.284	0.19901	0.7175E-02
D18SIC52	0.19143	0.43818E-01	4.369	0.00001	0.2820E-01
D19SIC52	0.91850E-01	0.47239E-01	1.944	0.05185	0.2432E-01
D20SIC52	0.16719	0.43094E-01	3.880	0.00010	0.2918E-01
D21SIC52	0.23168E-01	0.44267E-01	0.523	0.60071	0.2627E-01
D22SIC52	0.52408E-01	0.52980E-01	0.989	0.32256	0.1687E-01
D23SIC52	0.22853	0.37412E-01	6.108	0.00000	0.4377E-01
D24SIC52	0.10528	0.40554E-01	2.596	0.00943	0.3354E-01
D25SIC52	-0.16310	0.68372E-01	-2.386	0.01705	0.9565E-02
D26SIC52	0.33095	0.88297E-01	3.748	0.00018	0.5622E-02
D27SIC52	0.22947	0.52135E-01	4.401	0.00001	0.1738E-01
D28SIC52	0.11519	0.58229E-01	1.978	0.04791	0.1353E-01
D29SIC52	-0.14881	0.45349E-01	-3.282	0.00103	0.3304E-01
D30SIC52	-0.21508E-01	0.41370E-01	-0.520	0.60313	0.5134E-01
D31SIC52	0.15280	0.31962E-01	4.781	0.00000	0.7715E-01
D32SIC52	0.16396	0.11736	1.397	0.16240	0.3054E-02
D33SIC52	0.23479	0.38950E-01	6.028	0.00000	0.4128E-01
D34SIC52	0.23561	0.41996E-01	5.610	0.00000	0.3387E-01
D35SIC52	0.27666E-02	0.30078E-01	0.092	0.92671	0.7263E-01
D37SIC52	0.17915	0.51068E-01	3.508	0.00045	0.1881E-01
D38SIC52	0.22038	0.64774E-01	3.402	0.00067	0.1076E-01
D39SIC52	-0.40988E-01	0.59229E-01	-0.692	0.48893	0.1326E-01
D43SIC52	-0.62594E-01	0.86030E-01	-0.728	0.46687	0.5924E-02
D44SIC52	-0.49257E-01	0.35438E-01	-1.390	0.16455	0.5341E-01
D45SIC52	-0.81657E-01	0.10256	-0.796	0.42594	0.4273E-02
D46SIC52	-0.10050	0.48716E-01	-2.063	0.03912	0.2844E-01
D47SIC52	-0.70069E-01	0.46564E-01	-1.505	0.13238	0.2317E-01
HRWAGE	0.28315E-01	0.17074E-02	16.584	0.00000	11.86

D43SIC52	-0.38190	0.54029	-0.707	0.47967	0.5924E-02
D44SIC52	-0.30150	0.20063	-1.503	0.13290	0.5341E-01
D45SIC52	-0.53017	0.68941	-0.769	0.44188	0.4273E-02
D46SIC52	-0.62305	0.31450	-1.981	0.04759	0.2844E-01
D47SIC52	-0.42530	0.30174	-1.409	0.15869	0.2317E-01
HRWAGE	0.15833	0.11052E-01	14.326	0.00000	11.86

IV. Hommes âgés de 25 à 34 ans : gains inclus - 1993

A) Modèle de probabilité linéaire : 1993

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	-0.16363	0.57220E-01	-2.860	0.00424	
PROFMAN	0.17157	0.53478E-01	3.208	0.00134	0.1539
NATSOC	0.11534	0.61683E-01	1.870	0.06151	0.1004
SALES	0.19495	0.63155E-01	3.087	0.00202	0.6559E-01
SERVICES	0.33409E-01	0.72397E-01	0.461	0.64446	0.6799E-01
PPMW	-0.33568E-01	0.50661E-01	-0.663	0.50758	0.2897
OTHER	0.70584E-01	0.52565E-01	1.343	0.17934	0.1482
CONSTR	0.69663E-01	0.64853E-01	1.074	0.28274	0.1018
NFLD	0.31384E-01	0.10162	0.309	0.75744	0.1244E-01
PEI	0.73572E-01	0.17838	0.412	0.68001	0.3886E-02
NOVASCOT	0.70691E-01	0.69930E-01	1.011	0.31207	0.2800E-01
NEWBRUN	0.10469	0.77757E-01	1.346	0.17816	0.2185E-01
QUEBEC	-0.41946E-01	0.29632E-01	-1.416	0.15690	0.2474
MANITOBA	0.62959E-01	0.61967E-01	1.016	0.30963	0.3665E-01
SASK	-0.85223E-03	0.69176E-01	-0.012	0.99017	0.3009E-01
ALBERTA	0.19633E-01	0.42431E-01	0.463	0.64357	0.1024
BRITCOL	-0.97080E-01	0.37617E-01	-2.581	0.00986	0.1352
DUNION	0.40414	0.29131E-01	13.873	0.00000	0.2921
D2SIC52	0.94944E-01	0.12619	0.752	0.45181	0.8340E-02
D4SIC52	0.90752E-01	0.13658	0.664	0.50639	0.7256E-02
D5SIC52	0.19050	0.12914	1.475	0.14018	0.8560E-02
D6SIC52	0.81334E-01	0.26650	0.305	0.76022	0.1782E-02
D7SIC52	-0.17042E-01	0.42030	-0.041	0.96766	0.6984E-03
D8SIC52	0.53957E-01	0.13463	0.401	0.68858	0.7567E-02
D9SIC52	0.16563	0.61919E-01	2.675	0.00747	0.4463E-01
D11SIC52	0.34896E-01	0.11690	0.299	0.76531	0.9768E-02
D13SIC52	0.28689	0.15930	1.801	0.07172	0.5144E-02
D16SIC52	0.16465	0.71153E-01	2.314	0.02067	0.3183E-01
D17SIC52	0.10358	0.14570	0.711	0.47712	0.6138E-02
D18SIC52	0.24043	0.87307E-01	2.754	0.00589	0.1935E-01
D19SIC52	0.98890E-01	0.11082	0.892	0.37221	0.1109E-01
D20SIC52	0.22538	0.98134E-01	2.297	0.02164	0.1515E-01
D21SIC52	-0.23330E-01	0.66569E-01	-0.350	0.72599	0.3911E-01
D22SIC52	0.76894E-01	0.10028	0.767	0.44319	0.1407E-01
D23SIC52	0.28717	0.71226E-01	4.032	0.00006	0.3335E-01
D24SIC52	0.19532	0.85288E-01	2.290	0.02201	0.2116E-01
D25SIC52	0.22512	0.10634	2.117	0.03426	0.1240E-01
D26SIC52	0.44164E-01	0.15657	0.282	0.77788	0.5391E-02
D27SIC52	0.27909	0.11531	2.420	0.01550	0.1033E-01
D28SIC52	0.32274	0.12456	2.591	0.00957	0.8483E-02
D29SIC52	-0.12611	0.77024E-01	-1.637	0.10157	0.3066E-01
D30SIC52	-0.74505E-01	0.65642E-01	-1.135	0.25637	0.6790E-01
D31SIC52	0.16841	0.54780E-01	3.074	0.00211	0.8704E-01
D32SIC52	0.97530E-03	0.20964	0.005	0.99629	0.2978E-02
D33SIC52	-0.28320E-01	0.67543E-01	-0.419	0.67501	0.4308E-01
D34SIC52	0.15508	0.84040E-01	1.845	0.06499	0.2450E-01
D35SIC52	0.19539	0.50625E-01	3.860	0.00011	0.7593E-01
D37SIC52	0.41679	0.88578E-01	4.705	0.00000	0.1873E-01
D38SIC52	0.18585	0.16347	1.137	0.25559	0.4938E-02
D39SIC52	0.25713	0.14460	1.778	0.07536	0.6845E-02
D43SIC52	0.45270	0.14984	3.021	0.00252	0.6001E-02
D44SIC52	-0.84616E-02	0.55706E-01	-0.152	0.87927	0.7865E-01
D45SIC52	0.53718E-01	0.17644	0.304	0.76078	0.4100E-02
D46SIC52	0.32860E-02	0.66751E-01	0.049	0.96074	0.6197E-01
D47SIC52	-0.65166E-02	0.84879E-01	-0.077	0.93880	0.2109E-01
HRWAGE	0.33024E-01	0.32311E-02	10.221	0.00000	11.11

D43SIC52	2.6624	0.78521	3.391	0.00070	0.6001E-02
D44SIC52	0.83970E-01	0.33682	0.249	0.80313	0.7865E-01
D45SIC52	0.55573	1.1019	0.504	0.61403	0.4100E-02
D46SIC52	0.13690	0.44429	0.308	0.75799	0.6197E-01
D47SIC52	0.18155	0.56247	0.323	0.74687	0.2109E-01
HRWAGE	0.19854	0.22044E-01	9.007	0.00000	11.11

V. Hommes âgés de 35 à 54 ans : gains exclus - 1984

A) Modèle de probabilité linéaire : 1984

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.38492	0.31615E-01	12.175	0.00000	
PROFMAN	0.14498	0.27672E-01	5.239	0.00000	0.1749
NATSOC	0.83834E-01	0.34144E-01	2.455	0.01407	0.6554E-01
SALES	0.17825E-01	0.34078E-01	0.523	0.60092	0.6543E-01
SERVICES	-0.17770	0.39871E-01	-4.457	0.00001	0.4701E-01
PPMW	-0.10580	0.26116E-01	-4.051	0.00005	0.3235
OTHER	-0.11649	0.28394E-01	-4.103	0.00004	0.1457
CONSTR	-0.59918E-01	0.34143E-01	-1.755	0.07927	0.1020
NFLD	-0.53432E-02	0.51588E-01	-0.104	0.91751	0.1483E-01
PEI	-0.56231E-02	0.11501	-0.049	0.96101	0.2864E-02
NOVASCOT	-0.47676E-02	0.38417E-01	-0.124	0.90123	0.2776E-01
NEWBRUN	-0.88446E-02	0.43130E-01	-0.205	0.83752	0.2159E-01
QUEBEC	-0.53246E-01	0.15497E-01	-3.436	0.00059	0.2722
MANITOBA	0.36464E-01	0.34523E-01	1.056	0.29086	0.3511E-01
SASK	0.75265E-01	0.46230E-01	1.628	0.10351	0.1887E-01
ALBERTA	0.16113E-01	0.25743E-01	0.626	0.53136	0.8155E-01
BRITCOL	0.10438E-02	0.22203E-01	0.047	0.96250	0.1051
DA4554	0.32041E-01	0.12606E-01	2.542	0.01103	0.4056
DUNION	0.34081	0.14479E-01	23.538	0.00000	0.4345
D2SIC52	0.14050	0.61422E-01	2.287	0.02217	0.1145E-01
D4SIC52	0.31895	0.48346E-01	6.597	0.00000	0.2032E-01
D5SIC52	0.29015	0.57461E-01	5.050	0.00000	0.1481E-01
D6SIC52	0.17425	0.10300	1.692	0.09070	0.3755E-02
D7SIC52	0.19747	0.14534	1.359	0.17425	0.1822E-02
D8SIC52	0.12031E-01	0.88127E-01	0.137	0.89141	0.5348E-02
D9SIC52	0.23537	0.35037E-01	6.718	0.00000	0.4652E-01
D11SIC52	0.12683	0.62524E-01	2.029	0.04250	0.1081E-01
D12SIC52	-0.42563E-02	0.97510E-01	-0.044	0.96518	0.4153E-02
D13SIC52	0.35811E-02	0.80236E-01	0.045	0.96440	0.6277E-02
D15SIC52	-0.16158	0.82435E-01	-1.960	0.04998	0.5940E-02
D16SIC52	0.83887E-01	0.44958E-01	1.866	0.06206	0.2478E-01
D17SIC52	-0.45286E-01	0.61590E-01	-0.735	0.46217	0.1127E-01
D18SIC52	0.34670	0.39019E-01	8.885	0.00000	0.3601E-01
D19SIC52	0.86263E-01	0.48949E-01	1.762	0.07802	0.1974E-01
D20SIC52	0.26833	0.37669E-01	7.123	0.00000	0.3913E-01
D21SIC52	0.67557E-01	0.38550E-01	1.752	0.07969	0.3635E-01
D22SIC52	0.12242	0.45869E-01	2.669	0.00761	0.2246E-01
D23SIC52	0.32348	0.34511E-01	9.373	0.00000	0.5467E-01
D24SIC52	0.15068	0.41283E-01	3.650	0.00026	0.3029E-01
D25SIC52	0.14083	0.61022E-01	2.308	0.02101	0.1153E-01
D27SIC52	0.30056	0.47875E-01	6.278	0.00000	0.2018E-01
D28SIC52	0.30071E-01	0.67063E-01	0.448	0.65387	0.9245E-02
D29SIC52	-0.66242E-01	0.40716E-01	-1.627	0.10376	0.4088E-01
D30SIC52	0.55300E-02	0.39456E-01	0.140	0.88854	0.4696E-01
D31SIC52	0.17389	0.29278E-01	5.939	0.00000	0.1076
D32SIC52	0.14401	0.10682	1.348	0.17761	0.3433E-02
D33SIC52	0.32479	0.36890E-01	8.804	0.00000	0.4382E-01
D34SIC52	0.35090	0.43702E-01	8.029	0.00000	0.2674E-01
D35SIC52	0.30047E-01	0.31425E-01	0.956	0.33899	0.6577E-01
D37SIC52	0.37194	0.46375E-01	8.020	0.00000	0.2254E-01
D38SIC52	0.35648	0.51276E-01	6.952	0.00000	0.1738E-01
D39SIC52	0.54455E-02	0.54792E-01	0.099	0.92083	0.1515E-01
D43SIC52	-0.20728	0.92078E-01	-2.251	0.02438	0.4731E-02
D44SIC52	-0.98405E-01	0.45174E-01	-2.178	0.02938	0.2514E-01
D46SIC52	-0.11088	0.51103E-01	-2.170	0.03003	0.1984E-01
D47SIC52	-0.18407	0.50770E-01	-3.626	0.00029	0.1816E-01
D52SIC52	0.16935	0.17810	0.951	0.34165	0.1206E-02

D38SIC52	1.9789	0.36187	5.469	0.00000	0.1738E-01
D39SIC52	0.40648E-01	0.29545	0.138	0.89057	0.1515E-01
D43SIC52	-1.2766	0.63462	-2.012	0.04426	0.4731E-02
D44SIC52	-0.46378	0.24450	-1.897	0.05784	0.2514E-01
D46SIC52	-0.58988	0.29372	-2.008	0.04461	0.1984E-01
D47SIC52	-1.1084	0.32063	-3.457	0.00055	0.1816E-01
D52SIC52	0.72409	0.91095	0.795	0.42668	0.1206E-02

VI. Hommes âgés de 35 à 54 ans : gains exclus - 1993

A) Modèle de probabilité linéaire : 1993

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.31241	0.48978E-01	6.379	0.00000	
PROFMAN	0.12700	0.43294E-01	2.934	0.00335	0.1958
NATSOC	0.89603E-01	0.50847E-01	1.762	0.07803	0.7182E-01
SALES	-0.45214E-01	0.51636E-01	-0.876	0.38123	0.8397E-01
SERVICES	-0.45243E-02	0.60806E-01	-0.074	0.94069	0.4845E-01
PPMW	-0.77295E-01	0.41026E-01	-1.884	0.05956	0.2987
OTHER	0.54630E-02	0.43923E-01	0.124	0.90102	0.1510
CONSTR	0.96035E-02	0.53251E-01	0.180	0.85688	0.8385E-01
NFLD	-0.94019E-01	0.74460E-01	-1.263	0.20670	0.1523E-01
PEI	-0.71423E-01	0.14246	-0.501	0.61612	0.3965E-02
NOVASCOT	-0.14847E-01	0.55082E-01	-0.270	0.78751	0.2902E-01
NEWBRUN	0.89884E-02	0.56952E-01	0.158	0.87460	0.2712E-01
QUEBEC	-0.41151E-01	0.23807E-01	-1.728	0.08390	0.2568
MANITOBA	0.31193E-01	0.53041E-01	0.588	0.55647	0.3163E-01
SASK	0.21553E-01	0.56973E-01	0.378	0.70520	0.2701E-01
ALBERTA	0.34866E-01	0.33875E-01	1.029	0.30336	0.1017
BRITCOL	-0.68593E-02	0.31466E-01	-0.218	0.82744	0.1197
DA4554	0.44304E-01	0.18836E-01	2.352	0.01867	0.3646
DUNION	0.31451	0.22105E-01	14.228	0.00000	0.3882
D2SIC52	0.71140E-01	0.90200E-01	0.789	0.43029	0.1132E-01
D4SIC52	0.38238	0.81742E-01	4.678	0.00000	0.1442E-01
D5SIC52	0.48131	0.89711E-01	5.365	0.00000	0.1217E-01
D6SIC52	0.25939	0.14397	1.802	0.07160	0.4114E-02
D7SIC52	-0.31114	0.17865	-1.742	0.08157	0.2578E-02
D8SIC52	0.33969	0.14455	2.350	0.01878	0.4086E-02
D9SIC52	0.33504	0.58087E-01	5.768	0.00000	0.3345E-01
D11SIC52	0.25854	0.84149E-01	3.072	0.00212	0.1323E-01
D12SIC52	-0.22028	0.14242	-1.547	0.12194	0.4112E-02
D13SIC52	-0.20513E-01	0.11422	-0.180	0.85746	0.6715E-02
D15SIC52	0.59058E-01	0.13506	0.437	0.66192	0.4777E-02
D16SIC52	0.15953	0.65265E-01	2.444	0.01452	0.2555E-01
D17SIC52	-0.48884E-01	0.11992	-0.408	0.68355	0.5908E-02
D18SIC52	0.32866	0.57298E-01	5.736	0.00000	0.3744E-01
D19SIC52	0.27467	0.66503E-01	4.130	0.00004	0.2426E-01
D20SIC52	0.46114	0.58155E-01	7.929	0.00000	0.3328E-01
D21SIC52	0.32814	0.75291E-01	4.358	0.00001	0.1707E-01
D22SIC52	0.17852E-01	0.74717E-01	0.239	0.81117	0.1759E-01
D23SIC52	0.38131	0.46817E-01	8.145	0.00000	0.6713E-01
D24SIC52	0.41201	0.64255E-01	6.412	0.00000	0.2485E-01
D25SIC52	0.19090	0.99086E-01	1.927	0.05403	0.9011E-02
D27SIC52	0.50518	0.69442E-01	7.275	0.00000	0.2086E-01
D28SIC52	0.25791E-01	0.87775E-01	0.294	0.76889	0.1174E-01
D29SIC52	0.28506E-01	0.70128E-01	0.406	0.68438	0.2426E-01
D30SIC52	-0.38174E-01	0.57509E-01	-0.664	0.50682	0.4794E-01
D31SIC52	0.18008	0.46311E-01	3.889	0.00010	0.8537E-01
D32SIC52	0.37641	0.16734	2.249	0.02449	0.2961E-02
D33SIC52	0.38139	0.55703E-01	6.847	0.00000	0.4627E-01
D34SIC52	0.38035	0.58686E-01	6.481	0.00000	0.3474E-01
D35SIC52	0.16889	0.44326E-01	3.810	0.00014	0.7643E-01
D37SIC52	0.32165	0.60386E-01	5.327	0.00000	0.3109E-01
D38SIC52	0.36071	0.76149E-01	4.737	0.00000	0.1675E-01
D39SIC52	-0.24399	0.66786E-01	-3.653	0.00026	0.2373E-01
D43SIC52	0.11444	0.13551	0.844	0.39841	0.4565E-02
D44SIC52	0.10923	0.49465E-01	2.208	0.02722	0.5779E-01
D46SIC52	-0.26623	0.68484E-01	-3.887	0.00010	0.2556E-01
D47SIC52	0.15889	0.65842E-01	2.413	0.01581	0.2330E-01
D52SIC52	-0.66628E-01	0.29450	-0.226	0.82101	0.9300E-03

D38SIC52	1.8049	0.46382	3.892	0.00010	0.1675E-01
D39SIC52	-1.5829	0.51133	-3.096	0.00196	0.2373E-01
D43SIC52	0.48848	0.72032	0.678	0.49769	0.4565E-02
D44SIC52	0.43999	0.26369	1.669	0.09520	0.5779E-01
D46SIC52	-1.6984	0.50610	-3.356	0.00079	0.2556E-01
D47SIC52	0.74370	0.35251	2.110	0.03488	0.2330E-01
D52SIC52	-0.28452	1.4978	-0.190	0.84934	0.9300E-03

VII. Hommes âgés de 35 à 54 ans : gains inclus - 1984

A) Modèle de probabilité linéaire : 1984

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.17746	0.32795E-01	5.411	0.00000	
PROFMAN	0.28534E-01	0.27586E-01	1.034	0.30097	0.1749
NATSOC	-0.15437E-01	0.33519E-01	-0.461	0.64513	0.6554E-01
SALES	-0.15195E-01	0.33029E-01	-0.460	0.64548	0.6543E-01
SERVICES	-0.13194	0.38669E-01	-3.412	0.00064	0.4701E-01
PPMW	-0.11848	0.25281E-01	-4.686	0.00000	0.3235
OTHER	-0.11941	0.27476E-01	-4.346	0.00001	0.1457
CONSTR	-0.75181E-01	0.33049E-01	-2.275	0.02292	0.1020
NFLD	0.34384E-01	0.49971E-01	0.688	0.49140	0.1483E-01
PEI	0.79550E-01	0.11140	0.714	0.47515	0.2864E-02
NOVASCOT	0.27714E-01	0.37220E-01	0.745	0.45651	0.2776E-01
NEWBRUN	0.30367E-01	0.41795E-01	0.727	0.46749	0.2159E-01
QUEBEC	-0.55686E-01	0.14997E-01	-3.713	0.00020	0.2722
MANITOBA	0.45044E-01	0.33409E-01	1.348	0.17758	0.3511E-01
SASK	0.82330E-01	0.44736E-01	1.840	0.06572	0.1887E-01
ALBERTA	-0.10389E-01	0.24955E-01	-0.416	0.67720	0.8155E-01
BRITCOL	-0.40304E-01	0.21613E-01	-1.865	0.06221	0.1051
DA4554	0.25208E-01	0.12204E-01	2.066	0.03887	0.4056
DUNION	0.32824	0.14029E-01	23.397	0.00000	0.4345
D2SIC52	0.72704E-01	0.59560E-01	1.221	0.22220	0.1145E-01
D4SIC52	0.21703	0.47141E-01	4.604	0.00000	0.2032E-01
D5SIC52	0.78478E-01	0.56894E-01	1.379	0.16778	0.1481E-01
D6SIC52	0.72485E-01	0.99836E-01	0.726	0.46782	0.3755E-02
D7SIC52	0.17820	0.14064	1.267	0.20514	0.1822E-02
D8SIC52	-0.57039E-01	0.85366E-01	-0.668	0.50402	0.5348E-02
D9SIC52	0.18834	0.34009E-01	5.538	0.00000	0.4652E-01
D11SIC52	0.95138E-01	0.60528E-01	1.572	0.11600	0.1081E-01
D12SIC52	-0.21102E-01	0.94360E-01	-0.224	0.82304	0.4153E-02
D13SIC52	-0.90206E-02	0.77643E-01	-0.116	0.90751	0.6277E-02
D15SIC52	-0.13169	0.79786E-01	-1.651	0.09884	0.5940E-02
D16SIC52	0.57940E-01	0.43529E-01	1.331	0.18316	0.2478E-01
D17SIC52	-0.40578E-01	0.59598E-01	-0.681	0.49596	0.1127E-01
D18SIC52	0.25321	0.38130E-01	6.641	0.00000	0.3601E-01
D19SIC52	0.15531E-01	0.47536E-01	0.327	0.74388	0.1974E-01
D20SIC52	0.20625	0.36621E-01	5.632	0.00000	0.3913E-01
D21SIC52	0.25270E-01	0.37380E-01	0.676	0.49902	0.3635E-01
D22SIC52	0.94885E-01	0.44413E-01	2.136	0.03264	0.2246E-01
D23SIC52	0.27159	0.33525E-01	8.101	0.00000	0.5467E-01
D24SIC52	0.98168E-01	0.40059E-01	2.451	0.01426	0.3029E-01
D25SIC52	0.89075E-01	0.59121E-01	1.507	0.13190	0.1153E-01
D27SIC52	0.20872	0.46621E-01	4.477	0.00001	0.2018E-01
D28SIC52	0.16642E-01	0.64898E-01	0.256	0.79762	0.9245E-02
D29SIC52	-0.12663	0.39549E-01	-3.202	0.00137	0.4088E-01
D30SIC52	-0.72709E-01	0.38439E-01	-1.892	0.05855	0.4696E-01
D31SIC52	0.11290	0.28543E-01	3.955	0.00008	0.1076
D32SIC52	0.10189	0.10339	0.985	0.32441	0.3433E-02
D33SIC52	0.23500	0.36061E-01	6.517	0.00000	0.4382E-01
D34SIC52	0.19523	0.43208E-01	4.518	0.00001	0.2674E-01
D35SIC52	-0.64585E-02	0.30479E-01	-0.212	0.83219	0.6577E-01
D37SIC52	0.26965	0.45252E-01	5.959	0.00000	0.2254E-01
D38SIC52	0.28128	0.49801E-01	5.648	0.00000	0.1738E-01
D39SIC52	-0.67904E-02	0.53024E-01	-0.128	0.89810	0.1515E-01
D43SIC52	-0.19106	0.89104E-01	-2.144	0.03201	0.4731E-02
D44SIC52	-0.15043	0.43813E-01	-3.434	0.00060	0.2514E-01
D46SIC52	-0.66896E-01	0.49513E-01	-1.351	0.17668	0.1984E-01
D47SIC52	-0.20719	0.49145E-01	-4.216	0.00002	0.1816E-01
D52SIC52	0.11991	0.17236	0.696	0.48660	0.1206E-02
HRWAGE	0.22772E-01	0.12971E-02	17.557	0.00000	13.48

D38SIC52	1.6520	0.37652	4.387	0.00001	0.1738E-01
D39SIC52	-0.38608E-01	0.30746	-0.126	0.90007	0.1515E-01
D43SIC52	-1.3169	0.68146	-1.932	0.05330	0.4731E-02
D44SIC52	-0.93919	0.26960	-3.484	0.00049	0.2514E-01
D46SIC52	-0.29109	0.30383	-0.958	0.33803	0.1984E-01
D47SIC52	-1.4764	0.35420	-4.168	0.00003	0.1816E-01
D52SIC52	0.42735	0.92548	0.462	0.64425	0.1206E-02
HRWAGE	0.14277	0.95598E-02	14.934	0.00000	13.48

VIII. Hommes âgés de 35 à 54 ans : gains inclus - 1993

A) Modèle de probabilité linéaire : 1993

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.67829E-01	0.49993E-01	1.357	0.17485	
PROFMAN	0.28763E-01	0.41968E-01	0.685	0.49311	0.1958
NATSOC	-0.12835E-01	0.49141E-01	-0.261	0.79394	0.7182E-01
SALES	-0.61479E-01	0.49354E-01	-1.246	0.21289	0.8397E-01
SERVICES	0.65330E-01	0.58319E-01	1.120	0.26262	0.4845E-01
PPMW	-0.79563E-01	0.39202E-01	-2.030	0.04240	0.2987
OTHER	-0.56387E-02	0.41978E-01	-0.134	0.89315	0.1510
CONSTR	-0.15397E-01	0.50915E-01	-0.302	0.76235	0.8385E-01
NFLD	-0.26022E-01	0.71318E-01	-0.365	0.71520	0.1523E-01
PEI	0.67555E-02	0.13624	0.050	0.96045	0.3965E-02
NOVASCOT	0.21402E-01	0.52697E-01	0.406	0.68465	0.2902E-01
NEWBRUN	0.58284E-01	0.54535E-01	1.069	0.28519	0.2712E-01
QUEBEC	-0.35791E-01	0.22752E-01	-1.573	0.11570	0.2568
MANITOBA	0.75078E-01	0.50781E-01	1.478	0.13928	0.3163E-01
SASK	0.61212E-01	0.54515E-01	1.123	0.26151	0.2701E-01
ALBERTA	0.47350E-01	0.32382E-01	1.462	0.14368	0.1017
BRITCOL	-0.28493E-01	0.30108E-01	-0.946	0.34397	0.1197
DA4554	0.28446E-01	0.18035E-01	1.577	0.11473	0.3646
DUNION	0.31106	0.21124E-01	14.726	0.00000	0.3882
D2SIC52	0.10921E-01	0.86298E-01	0.127	0.89930	0.1132E-01
D4SIC52	0.22010	0.78974E-01	2.787	0.00532	0.1442E-01
D5SIC52	0.31367	0.86565E-01	3.624	0.00029	0.1217E-01
D6SIC52	0.19777	0.13764	1.437	0.15077	0.4114E-02
D7SIC52	-0.36560	0.17075	-2.141	0.03226	0.2578E-02
D8SIC52	0.20483	0.13847	1.479	0.13908	0.4086E-02
D9SIC52	0.27446	0.55675E-01	4.930	0.00000	0.3345E-01
D11SIC52	0.19189	0.80551E-01	2.382	0.01721	0.1323E-01
D12SIC52	-0.23965	0.13610	-1.761	0.07825	0.4112E-02
D13SIC52	0.47416E-01	0.10925	0.434	0.66427	0.6715E-02
D15SIC52	0.85155E-01	0.12907	0.660	0.50941	0.4777E-02
D16SIC52	0.13451	0.62390E-01	2.156	0.03109	0.2555E-01
D17SIC52	-0.12930	0.11474	-1.127	0.25980	0.5908E-02
D18SIC52	0.22069	0.55298E-01	3.991	0.00007	0.3744E-01
D19SIC52	0.15972	0.64081E-01	2.492	0.01269	0.2426E-01
D20SIC52	0.36814	0.55970E-01	6.578	0.00000	0.3328E-01
D21SIC52	0.26525	0.72086E-01	3.680	0.00023	0.1707E-01
D22SIC52	0.17865E-02	0.71405E-01	0.025	0.98004	0.1759E-01
D23SIC52	0.26876	0.45461E-01	5.912	0.00000	0.6713E-01
D24SIC52	0.32228	0.61736E-01	5.220	0.00000	0.2485E-01
D25SIC52	0.93499E-01	0.94939E-01	0.985	0.32471	0.9011E-02
D27SIC52	0.42536	0.66602E-01	6.387	0.00000	0.2086E-01
D28SIC52	-0.62696E-01	0.84113E-01	-0.745	0.45604	0.1174E-01
D29SIC52	-0.43595E-01	0.67211E-01	-0.649	0.51657	0.2426E-01
D30SIC52	-0.12350	0.55293E-01	-2.234	0.02551	0.4794E-01
D31SIC52	0.12468	0.44430E-01	2.806	0.00501	0.8537E-01
D32SIC52	0.33178	0.15993	2.075	0.03803	0.2961E-02
D33SIC52	0.30918	0.53479E-01	5.781	0.00000	0.4627E-01
D34SIC52	0.21624	0.57304E-01	3.774	0.00016	0.3474E-01
D35SIC52	0.96949E-01	0.42670E-01	2.272	0.02308	0.7643E-01
D37SIC52	0.23521	0.58035E-01	4.053	0.00005	0.3109E-01
D38SIC52	0.28485	0.72968E-01	3.904	0.00009	0.1675E-01
D39SIC52	-0.26392	0.63833E-01	-4.134	0.00004	0.2373E-01
D43SIC52	0.10905	0.12949	0.842	0.39971	0.4565E-02
D44SIC52	0.45658E-01	0.47487E-01	0.961	0.33630	0.5779E-01
D46SIC52	-0.22991	0.65491E-01	-3.511	0.00045	0.2556E-01
D47SIC52	0.10487	0.63034E-01	1.664	0.09616	0.2330E-01
D52SIC52	-0.15307	0.28147	-0.544	0.58657	0.9300E-03
HRWAGE	0.24134E-01	0.17344E-02	13.915	0.00000	14.19

D38SIC52	1.4109	0.48656	2.900	0.00374	0.1675E-01
D39SIC52	-2.1068	0.53715	-3.922	0.00009	0.2373E-01
D43SIC52	0.44948	0.77737	0.578	0.56312	0.4565E-02
D44SIC52	-0.23812E-01	0.28453	-0.084	0.93330	0.5779E-01
D46SIC52	-1.7158	0.53729	-3.193	0.00141	0.2556E-01
D47SIC52	0.35924	0.36732	0.978	0.32808	0.2330E-01
D52SIC52	-0.97013	1.5253	-0.636	0.52477	0.9300E-03
HRWAGE	0.16879	0.14298E-01	11.805	0.00000	14.19

IX. Femmes âgées de 25 à 34 ans : gains exclus - 1984

A) Modèle de probabilité linéaire : 1984

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.22132	0.28742E-01	7.700	0.00000	
PROFMAN	0.11195	0.28563E-01	3.919	0.00009	0.1609
NATSOC	0.21538E-01	0.48146E-01	0.447	0.65463	0.4552E-01
SALES	0.54083E-01	0.38410E-01	1.408	0.15912	0.8325E-01
SERVICES	-0.82168E-01	0.56981E-01	-1.442	0.14929	0.1115
PPMW	-0.11289	0.40150E-01	-2.812	0.00493	0.1215
CONSTRO	-0.12306	0.47731E-01	-2.578	0.00993	0.5160E-01
NFLD	-0.87848E-01	0.10085	-0.871	0.38369	0.9159E-02
PEI	-0.20119E-01	0.16794	-0.120	0.90464	0.3228E-02
NOVASCOT	-0.56142E-01	0.62035E-01	-0.905	0.36547	0.2517E-01
NEWBRUN	-0.80996E-01	0.72161E-01	-1.122	0.26168	0.1830E-01
QUEBEC	-0.98040E-02	0.24582E-01	-0.399	0.69002	0.2439
MANITOBA	-0.41710E-01	0.52331E-01	-0.797	0.42543	0.3627E-01
SASK	0.67255E-02	0.62833E-01	0.107	0.91476	0.2448E-01
ALBERTA	0.22511E-01	0.35327E-01	0.637	0.52399	0.1040
BRITCOL	0.28970E-01	0.33486E-01	0.865	0.38696	0.1055
DUNION	0.30273	0.27823E-01	10.880	0.00000	0.1823
D2SIC52	-0.97879E-01	0.25267	-0.387	0.69847	0.1438E-02
D5SIC52	0.38114	0.92883E-01	4.103	0.00004	0.1251E-01
D9SIC52	0.12410	0.65257E-01	1.902	0.05720	0.2599E-01
D11SIC52	0.68390E-01	0.91533E-01	0.747	0.45496	0.1185E-01
D13SIC52	0.10729	0.10674	1.005	0.31482	0.8659E-02
D15SIC52	0.39274E-01	0.60059E-01	0.654	0.51316	0.3807E-01
D16SIC52	0.23294	0.12111	1.923	0.05444	0.6460E-02
D18SIC52	0.41706	0.11631	3.586	0.00034	0.7066E-02
D19SIC52	0.28619	0.67341E-01	4.250	0.00002	0.2404E-01
D21SIC52	0.23924	0.82085E-01	2.914	0.00356	0.1514E-01
D22SIC52	0.10624	0.93799E-01	1.133	0.25739	0.1119E-01
D23SIC52	0.27987	0.85469E-01	3.274	0.00106	0.1390E-01
D24SIC52	0.22418	0.62786E-01	3.570	0.00036	0.3091E-01
D25SIC52	0.32969	0.12541	2.629	0.00857	0.5985E-02
D27SIC52	0.41120	0.85390E-01	4.816	0.00000	0.1359E-01
D28SIC52	0.45654E-01	0.11654	0.392	0.69525	0.7054E-02
D29SIC52	0.96568E-01	0.10795	0.895	0.37103	0.8179E-02
D31SICC	0.32873	0.69184E-01	4.752	0.00000	0.2201E-01
D33SIC52	0.36978	0.49646E-01	7.448	0.00000	0.5429E-01
D34SIC52	0.55406	0.89064E-01	6.221	0.00000	0.1250E-01
D35SIC52	0.13614	0.50036E-01	2.721	0.00651	0.4621E-01
D37SIC52	0.41514	0.36686E-01	11.316	0.00000	0.1187
D38SIC52	0.37880	0.49607E-01	7.636	0.00000	0.4665E-01
D39SIC52	0.96045E-02	0.65348E-01	0.147	0.88315	0.2413E-01
D43SIC52	0.31202E-01	0.11901	0.262	0.79319	0.6963E-02
D44SIC52	-0.74067E-01	0.39957E-01	-1.854	0.06378	0.9065E-01
D45SIC52	-0.47235E-01	0.80454E-01	-0.587	0.55713	0.2806E-01
D46SIC52	-0.10725	0.60380E-01	-1.776	0.07569	0.8365E-01
D47SIC52	0.19260	0.57643E-01	3.341	0.00083	0.3310E-01

X. Femmes âgées de 25 à 34 ans : gains exclus - 1993

A) Modèle de probabilité linéaire : 1993

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.26318	0.47860E-01	5.499	0.00000	
PROFMAN	0.83067E-01	0.44303E-01	1.875	0.06079	0.2172
NATSOC	0.60299E-01	0.72810E-01	0.828	0.40758	0.5827E-01
SALES	0.68700E-01	0.59011E-01	1.164	0.24435	0.9739E-01
SERVICES	-0.26477E-01	0.94906E-01	-0.279	0.78026	0.9074E-01
PPMW	-0.54952E-01	0.85100E-01	-0.646	0.51845	0.7152E-01
CONSTRO	0.11845E-01	0.77172E-01	0.153	0.87801	0.6744E-01
NFLD	-0.21174	0.12098	-1.750	0.08009	0.1798E-01
PEI	-0.39155E-01	0.25425	-0.154	0.87761	0.3827E-02
NOVASCOT	-0.39553E-01	0.86595E-01	-0.457	0.64784	0.3643E-01
NEWBRUN	0.52602E-01	0.10318	0.510	0.61018	0.2469E-01
QUEBEC	-0.25347E-01	0.43161E-01	-0.587	0.55703	0.2114
MANITOBA	-0.11305	0.96747E-01	-1.169	0.24260	0.2928E-01
SASK	0.15079	0.96158E-01	1.568	0.11685	0.2856E-01
ALBERTA	-0.71542E-01	0.57211E-01	-1.250	0.21112	0.1085
BRITCOL	-0.97080E-02	0.54675E-01	-0.178	0.85907	0.1309
DUNION	0.40207	0.58712E-01	6.848	0.00000	0.1075
D2SIC52	-0.20847	0.23984	-0.869	0.38473	0.4369E-02
D5SIC52	0.48424	0.20255	2.391	0.01681	0.6550E-02
D9SIC52	0.13348E-01	0.10890	0.123	0.90245	0.3029E-01
D11SIC52	0.54426	0.16741	3.251	0.00115	0.1110E-01
D13SIC52	0.12046	0.24114	0.500	0.61739	0.4805E-02
D15SIC52	0.14460	0.14447	1.001	0.31688	0.1620E-01
D16SIC52	0.20570	0.23394	0.879	0.37924	0.4687E-02
D18SIC52	0.56840	0.17116	3.321	0.00090	0.9519E-02
D19SIC52	-0.87010E-01	0.97214E-01	-0.895	0.37077	0.3253E-01
D21SIC52	0.56243	0.17294	3.252	0.00115	0.8795E-02
D22SIC52	-0.20928E-02	0.17191	-0.012	0.99029	0.8874E-02
D23SIC52	0.36419	0.23019	1.582	0.11362	0.4910E-02
D24SIC52	0.34801	0.13452	2.587	0.00968	0.1566E-01
D25SIC52	0.27255	0.24723	1.102	0.27029	0.4280E-02
D27SIC52	0.12002	0.27538	0.436	0.66297	0.3305E-02
D28SIC52	0.17985	0.11664	1.542	0.12309	0.2144E-01
D29SIC52	0.20970	0.19885	1.055	0.29161	0.6516E-02
D31SIC52	0.72788E-01	0.16091	0.452	0.65102	0.1029E-01
D33SIC52	0.27000	0.82518E-01	3.272	0.00107	0.5414E-01
D34SIC52	0.20448	0.15513	1.318	0.18744	0.1182E-01
D35SIC52	0.25187	0.73863E-01	3.410	0.00065	0.6351E-01
D37SIC52	0.50925	0.61835E-01	8.236	0.00000	0.1140
D38SIC52	0.31675	0.77535E-01	4.085	0.00004	0.5602E-01
D39SIC52	0.33741E-01	0.10109	0.334	0.73855	0.2873E-01
D43SIC52	0.54232E-01	0.11850	0.458	0.64720	0.2239E-01
D44SIC52	-0.76818E-01	0.58778E-01	-1.307	0.19124	0.1333
D45SIC52	-0.84057E-01	0.12517	-0.672	0.50187	0.3148E-01
D46SIC52	-0.19598	0.10054	-1.949	0.05126	0.6242E-01
D47SIC52	-0.16109	0.85187E-01	-1.891	0.05862	0.4210E-01

XI. Femmes âgées de 25 à 34 ans : gains inclus - 1984

A) Modèle de probabilité linéaire : 1984

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.24839E-02	0.34615E-01	0.072	0.94279	
PROFMAN	0.35054E-01	0.28694E-01	1.222	0.22183	0.1609
NATSOC	-0.95103E-01	0.48078E-01	-1.978	0.04792	0.4552E-01
SALES	0.32530E-01	0.37415E-01	0.869	0.38461	0.8325E-01
SERVICES	-0.50352E-01	0.55504E-01	-0.907	0.36431	0.1115
PPMW	-0.77303E-01	0.39194E-01	-1.972	0.04857	0.1215
CONSTRO	-0.13505	0.46441E-01	-2.908	0.00364	0.5160E-01
NFLD	-0.43682E-01	0.98177E-01	-0.445	0.65637	0.9159E-02
PEI	0.30714E-01	0.16342	0.188	0.85092	0.3228E-02
NOVASCOT	-0.25913E-01	0.60407E-01	-0.429	0.66794	0.2517E-01
NEWBRUN	-0.43810E-01	0.70276E-01	-0.623	0.53302	0.1830E-01
QUEBEC	-0.15871E-01	0.23917E-01	-0.664	0.50696	0.2439
MANITOBA	-0.19202E-01	0.50945E-01	-0.377	0.70624	0.3627E-01
SASK	0.27051E-02	0.61118E-01	0.044	0.96470	0.2448E-01
ALBERTA	-0.87264E-02	0.34485E-01	-0.253	0.80023	0.1040
BRITCOL	0.63726E-02	0.32639E-01	0.195	0.84520	0.1055
DUNION	0.24675	0.27563E-01	8.952	0.00000	0.1823
D2SIC52	-0.33065E-01	0.24584	-0.135	0.89301	0.1438E-02
D5SIC52	0.22759	0.91474E-01	2.488	0.01285	0.1251E-01
D9SIC52	0.95321E-01	0.63532E-01	1.500	0.13352	0.2599E-01
D11SIC52	0.55491E-01	0.89041E-01	0.623	0.53315	0.1185E-01
D13SIC52	0.51084E-01	0.10396	0.491	0.62315	0.8659E-02
D15SIC52	0.63654E-01	0.58463E-01	1.089	0.27624	0.3807E-01
D16SIC52	0.20803	0.11783	1.766	0.07747	0.6460E-02
D18SIC52	0.30497	0.11362	2.684	0.00727	0.7066E-02
D19SIC52	0.23178	0.65698E-01	3.528	0.00042	0.2404E-01
D21SIC52	0.18364	0.80012E-01	2.295	0.02172	0.1514E-01
D22SIC52	0.84844E-01	0.91258E-01	0.930	0.35252	0.1119E-01
D23SIC52	0.26629	0.83145E-01	3.203	0.00136	0.1390E-01
D24SIC52	0.17786	0.61224E-01	2.905	0.00367	0.3091E-01
D25SIC52	0.26930	0.12212	2.205	0.02744	0.5985E-02
D27SIC52	0.33373	0.83372E-01	4.003	0.00006	0.1359E-01
D28SIC52	0.23029E-01	0.11338	0.203	0.83904	0.7054E-02
D29SIC52	0.41177E-01	0.10513	0.392	0.69530	0.8179E-02
D31SICC	0.27187	0.67503E-01	4.028	0.00006	0.2201E-01
D33SIC52	0.27000	0.49179E-01	5.490	0.00000	0.5429E-01
D34SIC52	0.46493	0.87029E-01	5.342	0.00000	0.1250E-01
D35SIC52	0.11605	0.48705E-01	2.383	0.01719	0.4621E-01
D37SIC52	0.37717	0.35860E-01	10.518	0.00000	0.1187
D38SIC52	0.30781	0.48704E-01	6.320	0.00000	0.4665E-01
D39SIC52	-0.35264E-02	0.63575E-01	-0.055	0.95577	0.2413E-01
D43SIC52	0.31226E-01	0.11576	0.270	0.78735	0.6963E-02
D44SIC52	-0.13661	0.39301E-01	-3.476	0.00051	0.9065E-01
D45SIC52	-0.42884E-02	0.78359E-01	-0.055	0.95635	0.2806E-01
D46SIC52	-0.58157E-01	0.58909E-01	-0.987	0.32353	0.8365E-01
D47SIC52	0.13922	0.56289E-01	2.473	0.01338	0.3310E-01
HRWAGE	0.31505E-01	0.29385E-02	10.722	0.00000	8.694

XIII. Femmes âgées de 35 à 54 ans : gains exclus - 1984

A) Modèle de probabilité linéaire : 1984

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.31539	0.31277E-01	10.084	0.00000	
PROFMAN	0.49564E-01	0.31970E-01	1.550	0.12107	0.1222
NATSOC	0.17670	0.66664E-01	2.651	0.00803	0.2285E-01
SALES	-0.12093	0.36196E-01	-3.341	0.00083	0.1098
SERVICES	-0.11097	0.44294E-01	-2.505	0.01224	0.1311
PPMW	-0.77499E-01	0.37135E-01	-2.087	0.03689	0.1870
CONSTRO	-0.71656E-01	0.44487E-01	-1.611	0.10724	0.6078E-01
NFLD	-0.18350	0.98093E-01	-1.871	0.06138	0.9524E-02
PEI	-0.86602E-01	0.15766	-0.549	0.58281	0.3596E-02
NOVASCOT	-0.96879E-01	0.62280E-01	-1.556	0.11982	0.2438E-01
NEWBRUN	-0.13621E-01	0.71719E-01	-0.190	0.84936	0.1807E-01
QUEBEC	-0.43458E-01	0.24631E-01	-1.764	0.07767	0.2483
MANITOBA	-0.62901E-01	0.53798E-01	-1.169	0.24232	0.3318E-01
SASK	-0.14890E-01	0.64178E-01	-0.232	0.81653	0.2292E-01
ALBERTA	-0.51063E-01	0.38604E-01	-1.323	0.18592	0.7759E-01
BRITCOL	-0.51385E-01	0.34217E-01	-1.502	0.13317	0.9637E-01
DA4554	0.46865E-01	0.19484E-01	2.405	0.01616	0.3919
DUNION	0.27977	0.26134E-01	10.705	0.00000	0.2364
D5SIC52	0.38113	0.12674	3.007	0.00264	0.6335E-02
D9SIC52	0.33713E-01	0.56200E-01	0.600	0.54859	0.3796E-01
D11SIC52	0.78422E-02	0.96482E-01	0.081	0.93522	0.1038E-01
D13SIC52	-0.15012	0.88678E-01	-1.693	0.09049	0.1305E-01
D15SIC52	-0.12363	0.51510E-01	-2.400	0.01639	0.6077E-01
D16SIC52	0.29568	0.12701	2.328	0.01991	0.5734E-02
D18SIC52	0.23374	0.90474E-01	2.583	0.00978	0.1193E-01
D19SIC52	0.65139E-01	0.64462E-01	1.011	0.31225	0.2595E-01
D21SIC52	0.13201	0.82732E-01	1.596	0.11056	0.1464E-01
D22SIC52	-0.41566E-01	0.11382	-0.365	0.71497	0.7202E-02
D23SIC52	0.85101E-01	0.61241E-01	1.390	0.16465	0.3201E-01
D24SIC52	0.25355	0.60518E-01	4.190	0.00003	0.3275E-01
D27SICC	0.39969	0.79551E-01	5.024	0.00000	0.1552E-01
D28SIC52	-0.43497E-01	0.81800E-01	-0.532	0.59490	0.1520E-01
D29SIC52	-0.16032	0.10277	-1.560	0.11876	0.8832E-02
D30SIC52	-0.20953	0.10679	-1.962	0.04976	0.8128E-02
D31SIC52	0.16210	0.59004E-01	2.747	0.00601	0.3101E-01
D33SIC52	0.35827	0.55519E-01	6.453	0.00000	0.3887E-01
D34SIC52	0.36702	0.10200	3.598	0.00032	0.9156E-02
D35SIC52	0.30503E-01	0.50057E-01	0.609	0.54228	0.4436E-01
D37SIC52	0.38203	0.41649E-01	9.172	0.00000	0.7860E-01
D38SIC52	0.36614	0.59733E-01	6.130	0.00000	0.2882E-01
D39SIC52	-0.79460E-01	0.64845E-01	-1.225	0.22043	0.2367E-01
D43SIC52	-0.13331	0.12700	-1.050	0.29384	0.5746E-02
D44SIC52	-0.39749E-01	0.43311E-01	-0.918	0.35874	0.7170E-01
D45SIC52	-0.17342	0.68449E-01	-2.534	0.01129	0.2752E-01
D46SIC52	-0.74276E-01	0.49652E-01	-1.496	0.13467	0.9087E-01
D47SIC52	-0.21187E-01	0.66028E-01	-0.321	0.74830	0.2466E-01

XIV. Femmes âgées de 35 à 54 ans : gains exclus - 1993

A) Modèle de probabilité linéaire : 1993

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.34970	0.43816E-01	7.981	0.00000	
PROFMAN	0.74139E-01	0.37508E-01	1.977	0.04809	0.2214
NATSOC	0.71920E-01	0.63794E-01	1.127	0.25958	0.5501E-01
SALES	-0.12288	0.49828E-01	-2.466	0.01366	0.1124
SERVICES	-0.15608	0.63029E-01	-2.476	0.01328	0.1232
PPMW	-0.11096E-01	0.67925E-01	-0.163	0.87024	0.1044
CONSTRO	-0.10494	0.71465E-01	-1.468	0.14199	0.5134E-01
NFLD	-0.75554E-04	0.11082	-0.001	0.99946	0.1424E-01
PEI	0.83558E-01	0.24828	0.337	0.73646	0.2716E-02
NOVASCOT	-0.76163E-01	0.88159E-01	-0.864	0.38762	0.2292E-01
NEWBRUN	0.60910E-01	0.90577E-01	0.672	0.50129	0.2174E-01
QUEBEC	0.43748E-01	0.34173E-01	1.280	0.20048	0.2432
MANITOBA	0.11292	0.68015E-01	1.660	0.09686	0.4065E-01
SASK	0.91719E-01	0.82540E-01	1.111	0.26648	0.2641E-01
ALBERTA	0.65578E-01	0.49495E-01	1.325	0.18519	0.9180E-01
BRITCOL	0.92994E-01	0.44529E-01	2.088	0.03676	0.1159
DA4554	0.48397E-01	0.27404E-01	1.766	0.07738	0.3852
DUNION	0.30917	0.41944E-01	7.371	0.00000	0.1591
D5SIC52	0.52100E-03	0.17154	0.003	0.99758	0.6178E-02
D9SIC52	-0.76003E-01	0.78491E-01	-0.968	0.33290	0.3397E-01
D11SIC52	-0.87965E-01	0.21656	-0.406	0.68460	0.3651E-02
D13SIC52	-0.43298	0.17597	-2.461	0.01387	0.6052E-02
D15SIC52	-0.20708	0.91834E-01	-2.255	0.02413	0.3977E-01
D16SIC52	-0.24680	0.27893	-0.885	0.37625	0.2208E-02
D18SIC52	0.41231	0.13026	3.165	0.00155	0.1216E-01
D19SIC52	0.18042	0.90348E-01	1.997	0.04583	0.2737E-01
D21SIC52	-0.20691	0.17250	-1.199	0.23034	0.6237E-02
D22SIC52	0.44595	0.14944	2.984	0.00284	0.7975E-02
D23SIC52	0.33512	0.10620	3.155	0.00160	0.1738E-01
D24SIC52	0.46072E-01	0.10371	0.444	0.65687	0.1940E-01
D27SIC52	0.24754	0.10992	2.252	0.02432	0.1617E-01
D28SIC52	-0.37114E-02	0.12627	-0.029	0.97655	0.1233E-01
D29SIC52	-0.71476E-01	0.17341	-0.412	0.68021	0.5882E-02
D30SIC52	-0.27344	0.11684	-2.340	0.01927	0.1339E-01
D31SIC52	0.21295	0.81820E-01	2.603	0.00925	0.3020E-01
D33SIC52	0.15547	0.71442E-01	2.176	0.02954	0.4722E-01
D34SIC52	0.26715	0.11758	2.272	0.02308	0.1348E-01
D35SIC52	-0.24994E-01	0.66681E-01	-0.375	0.70779	0.4744E-01
D37SIC52	0.45063	0.52463E-01	8.590	0.00000	0.1016
D38SIC52	0.31484	0.81017E-01	3.886	0.00010	0.2973E-01
D39SIC52	-0.21102	0.76609E-01	-2.754	0.00588	0.3532E-01
D43SIC52	-0.17609	0.11860	-1.485	0.13761	0.1364E-01
D44SIC52	-0.88695E-01	0.52209E-01	-1.699	0.08935	0.1084
D45SIC52	-0.29156	0.94460E-01	-3.087	0.00202	0.2837E-01
D46SIC52	-0.21786	0.70709E-01	-3.081	0.00206	0.8232E-01
D47SIC52	-0.40516E-01	0.70385E-01	-0.576	0.56486	0.4416E-01

XV. Femmes âgées de 35 à 54 ans : gains inclus - 1984

A) Modèle de probabilité linéaire : 1984

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.41117E-01	0.36730E-01	1.119	0.26296	
PROFMAN	-0.43402E-01	0.31552E-01	-1.376	0.16896	0.1222
NATSOC	0.60585E-01	0.64698E-01	0.936	0.34906	0.2285E-01
SALES	-0.10868	0.34805E-01	-3.122	0.00179	0.1098
SERVICES	-0.62565E-01	0.42739E-01	-1.464	0.14322	0.1311
PPMW	-0.40596E-01	0.35808E-01	-1.134	0.25691	0.1870
CONSTRO	-0.76131E-01	0.42763E-01	-1.780	0.07503	0.6078E-01
NFLD	-0.11628	0.94431E-01	-1.231	0.21818	0.9524E-02
PEI	-0.14129E-01	0.15165	-0.093	0.92577	0.3596E-02
NOVASCOT	-0.58542E-01	0.59937E-01	-0.977	0.32871	0.2438E-01
NEWBRUN	0.42720E-01	0.69073E-01	0.618	0.53626	0.1807E-01
QUEBEC	-0.32967E-01	0.23690E-01	-1.392	0.16405	0.2483
MANITOBA	-0.38643E-01	0.51745E-01	-0.747	0.45518	0.3318E-01
SASK	-0.59094E-02	0.61693E-01	-0.096	0.92369	0.2292E-01
ALBERTA	-0.86776E-01	0.37209E-01	-2.332	0.01969	0.7759E-01
BRITCOL	-0.76179E-01	0.32946E-01	-2.312	0.02076	0.9637E-01
DA4554	0.48682E-01	0.18729E-01	2.599	0.00934	0.3919
DUNION	0.23115	0.25397E-01	9.101	0.00000	0.2364
D5SIC52	0.22638	0.12241	1.849	0.06441	0.6335E-02
D9SIC52	-0.16777E-01	0.54160E-01	-0.310	0.75674	0.3796E-01
D11SIC52	-0.17951E-01	0.92761E-01	-0.194	0.84655	0.1038E-01
D13SIC52	-0.17478	0.85260E-01	-2.050	0.04037	0.1305E-01
D15SIC52	-0.10829	0.49526E-01	-2.187	0.02877	0.6077E-01
D16SIC52	0.19641	0.12232	1.606	0.10834	0.5734E-02
D18SIC52	0.13218	0.87316E-01	1.514	0.13006	0.1193E-01
D19SIC52	0.43213E-01	0.61985E-01	0.697	0.48571	0.2595E-01
D21SIC52	0.54371E-01	0.79747E-01	0.682	0.49537	0.1464E-01
D22SIC52	-0.79514E-01	0.10944	-0.727	0.46752	0.7202E-02
D23SIC52	0.34547E-01	0.58995E-01	0.586	0.55815	0.3201E-01
D24SIC52	0.17289	0.58501E-01	2.955	0.00312	0.3275E-01
D27SICC	0.24209	0.77421E-01	3.127	0.00177	0.1552E-01
D28SIC52	-0.48718E-01	0.78629E-01	-0.620	0.53553	0.1520E-01
D29SIC52	-0.23826	0.98967E-01	-2.407	0.01606	0.8832E-02
D30SIC52	-0.23901	0.10267	-2.328	0.01992	0.8128E-02
D31SIC52	0.88856E-01	0.56995E-01	1.559	0.11899	0.3101E-01
D33SIC52	0.20102	0.54720E-01	3.674	0.00024	0.3887E-01
D34SIC52	0.21512	0.98737E-01	2.179	0.02936	0.9156E-02
D35SIC52	-0.20755E-01	0.48277E-01	-0.430	0.66725	0.4436E-01
D37SIC52	0.31971	0.40320E-01	7.929	0.00000	0.7860E-01
D38SIC52	0.28238	0.57777E-01	4.887	0.00000	0.2882E-01
D39SIC52	-0.11735	0.62398E-01	-1.881	0.06001	0.2367E-01
D43SIC52	-0.27027	0.12253	-2.206	0.02740	0.5746E-02
D44SIC52	-0.10552	0.41938E-01	-2.516	0.01187	0.7170E-01
D45SIC52	-0.13511	0.65860E-01	-2.051	0.04022	0.2752E-01
D46SIC52	-0.31174E-01	0.47842E-01	-0.652	0.51465	0.9087E-01
D47SIC52	-0.43346E-01	0.63490E-01	-0.683	0.49479	0.2466E-01
HRWAGE	0.38151E-01	0.29352E-02	12.998	0.00000	8.356

XVI. Femmes âgées de 35 à 54 ans : gains inclus - 1993

A) Modèle de probabilité linéaire : 1993

Variable	Coefficient	Erreur type	z=b/s.e.	P[Z >z]	Moyenne de X
Constant	0.11136	0.49924E-01	2.231	0.02571	
PROFMAN	-0.40914E-01	0.38371E-01	-1.066	0.28631	0.2214
NATSOC	-0.48614E-01	0.62950E-01	-0.772	0.43996	0.5501E-01
SALES	-0.13822	0.48062E-01	-2.876	0.00403	0.1124
SERVICES	-0.15416	0.60757E-01	-2.537	0.01117	0.1232
PPMW	0.13301E-01	0.65532E-01	0.203	0.83916	0.1044
CONSTRO	-0.94024E-01	0.68899E-01	-1.365	0.17236	0.5134E-01
NFLD	0.28029E-01	0.10687	0.262	0.79311	0.1424E-01
PEI	0.16241	0.23949	0.678	0.49767	0.2716E-02
NOVASCOT	-0.98155E-02	0.85303E-01	-0.115	0.90839	0.2292E-01
NEWBRUN	0.89433E-01	0.87369E-01	1.024	0.30601	0.2174E-01
QUEBEC	0.48222E-01	0.32945E-01	1.464	0.14326	0.2432
MANITOBA	0.15495	0.65730E-01	2.357	0.01840	0.4065E-01
SASK	0.15195	0.79848E-01	1.903	0.05705	0.2641E-01
ALBERTA	0.87432E-01	0.47773E-01	1.830	0.06723	0.9180E-01
BRITCOL	0.96579E-01	0.42925E-01	2.250	0.02445	0.1159
DA4554	0.37771E-01	0.26443E-01	1.428	0.15317	0.3852
DUNION	0.25795	0.40835E-01	6.317	0.00000	0.1591
D5SIC52	-0.12537	0.16595	-0.755	0.44996	0.6178E-02
D9SIC52	-0.91538E-01	0.75681E-01	-1.210	0.22646	0.3397E-01
D11SIC52	-0.12773	0.20880	-0.612	0.54072	0.3651E-02
D13SIC52	-0.43021	0.16962	-2.536	0.01120	0.6052E-02
D15SIC52	-0.17844	0.88581E-01	-2.014	0.04396	0.3977E-01
D16SIC52	-0.32178	0.26900	-1.196	0.23162	0.2208E-02
D18SIC52	0.28691	0.12634	2.271	0.02315	0.1216E-01
D19SIC52	0.49311E-01	0.88313E-01	0.558	0.57659	0.2737E-01
D21SIC52	-0.23739	0.16632	-1.427	0.15349	0.6237E-02
D22SIC52	0.36016	0.14437	2.495	0.01261	0.7975E-02
D23SIC52	0.20358	0.10342	1.968	0.04902	0.1738E-01
D24SIC52	-0.99279E-01	0.10128	-0.980	0.32697	0.1940E-01
D27SIC52	0.11581	0.10698	1.083	0.27898	0.1617E-01
D28SIC52	0.20121E-02	0.12172	0.017	0.98681	0.1233E-01
D29SIC52	-0.14420	0.16735	-0.862	0.38887	0.5882E-02
D30SIC52	-0.24345	0.11268	-2.161	0.03073	0.1339E-01
D31SIC52	0.66167E-01	0.80555E-01	0.821	0.41142	0.3020E-01
D33SIC52	0.35144E-02	0.70926E-01	0.050	0.96048	0.4722E-01
D34SIC52	0.93544E-01	0.11499	0.814	0.41593	0.1348E-01
D35SIC52	-0.59163E-01	0.64390E-01	-0.919	0.35819	0.4744E-01
D37SIC52	0.36483	0.51471E-01	7.088	0.00000	0.1016
D38SIC52	0.24872	0.78444E-01	3.171	0.00152	0.2973E-01
D39SIC52	-0.24391	0.73938E-01	-3.299	0.00097	0.3532E-01
D43SIC52	-0.17775	0.11432	-1.555	0.11998	0.1364E-01
D44SIC52	-0.20793	0.52059E-01	-3.994	0.00006	0.1084
D45SIC52	-0.20832	0.91528E-01	-2.276	0.02284	0.2837E-01
D46SIC52	-0.17148	0.68356E-01	-2.509	0.01212	0.8232E-01
D47SIC52	-0.53966E-01	0.67864E-01	-0.795	0.42649	0.4416E-01
HRWAGE	0.33596E-01	0.37521E-02	8.954	0.00000	9.523

Bibliographie

- Beaudry, P. and D. Green (1996) 'Cohort patterns in Canadian earnings and the skill biased technical change hypothesis', Discussion paper No. 97-03, Dept. of Economics, University of British Columbia.
- Beach, C.M. and G.A. Slotsve (1996) 'Are we becoming two societies?', C.D. Howe Institute, Toronto.
- Bloom, D. E. and R.B. Freeman (1992) 'The fall in private pension coverage in the U.S.', National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 3973.
- Doiron, D. J. and W.C. Riddell (1993) 'The impact of unionization on male-female earnings differences in Canada', *Journal of Human Resources*, Vol. XXIX, 2, 504-534.
- Drolet, Marie and René Morissette (1998). *Recent Evidence on Job Quality by Firm Size*. Statistics Canada, Analytical Studies Research Paper Series, No. 128.
- Duncan, G.J. and D.H. Hill (1985) 'An investigation of the extent and consequences of measurement error in labor-economic survey data' *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, 4, 508-532.
- Even, W.E. and D.A. MacPherson (1990) 'Plant size and the decline of unionism', *Economics Letters*, 32, 393-398.
- Even, W.E. and D.A. MacPherson (1994) 'Why did male pension coverage decline in the 1980s?', *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 47, No. 3, 439-453.
- Finnie, R. (1997) 'Earnings Dynamics in Canada: The Distribution of Earnings in a Dynamic Context, 1982-1992', Working Paper W-97-3E.b, Applied Research Branch, Human Resources Development Canada.
- Frenken, H. and K. Maser (1992) 'Employer-sponsored pension plans—who is covered', *Perspectives on Labour and Income*, Cat. 75-001, Statistics Canada, Winter, 1992.
- Frenken, H. (1996) 'The impact of changes in the Canada Pension Plan on private pensions', *Canadian Business Economics*, Vol. 4, no. 4, 65-72.
- Gustman, A., O.S. Mitchell and T.L. Steinmeier (1994) 'The role of pensions in the labor market: a survey of the literature', *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 47, No. 3, 417-438.
- Heisz, A. (1996) 'Changes in Job Tenure in Canada.' *Canadian Economic Observer*. Statistics Canada Catalogue No. 11-010. (January) pp. 3.1 – 3.9.
- Mercer Handbook of Canadian Pension and Benefit Plans (1996), 11th edition, CCH Canadian Limited.

Mitchell, O.S. (1987) 'Worker knowledge of pension provisions', NBER Working Paper No. 2414, 27p.

Morissette, R. (1993) 'Canadian jobs and firm size: do smaller firms pay less?' *Canadian Journal of Economics* 26: 159-74.

Morissette, R., J. Myles and G. Picot (1994) 'Earnings inequality and the distribution of working time in Canada', *Canadian Business Economics*, Vol. 2, No. 3, 3-16.

Morissette, R. (1997) 'The declining labour market status of young men', *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children*, edited by Miles Corak, Statistics Canada, Cat. no. 89-553-XPB.

Parsons, D. (1991) 'The decline in private pension coverage in the United States', *Economics Letters*, Vol. 36, No. 4, 419-423.