



# **Division de la statistique du revenu**

75F0002MIF - 00009

## **La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite chez les travailleurs canadiens jeunes et d'âge intermédiaire : 1986-1997**

Préparé par :  
René Morissette  
Marie Drolet

Octobre 2000



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

## Des données sous plusieurs formes

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche et microfilm, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordiolinguistique et le système d'extraction de Statistique Canada.

## Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Services aux clients, Division de la statistique du revenu, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 ((613) 951-7355; (888) 297-7355; [revenu@statcan.ca](mailto:revenu@statcan.ca)) ou à l'un des centres de consultation régionaux de Statistique Canada :

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(403) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le Web : <http://www.statcan.ca>

Un service d'appel interurbain sans frais est offert à **tous les utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale** des centres de consultation régionaux.

<b>Service national de renseignements</b>	<b>1 800 263-1136</b>
<b>Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants</b>	<b>1 800 363-7629</b>
<b>Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)</b>	<b>1 800 267-6677</b>

## Renseignements sur les commandes et les abonnements

### Les prix ne comprennent pas les taxes de vente

On peut se procurer ce produit n° 75F0002MIF-00009 au catalogue sur internet gratuitement. Pour obtenir un numéro de ce produit, les utilisateurs sont priés de se rendre à [http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research\\_f.cgi](http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research_f.cgi).

## Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.



Statistique Canada  
Division de la statistique du revenu

# La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite chez les travailleurs canadiens jeunes et d'âge intermédiaire : 1986-1997

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2000

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

octobre 2000

N° 75F0002MPF - 00009 au catalogue  
ISSN 0000-0000

N° 75F0002MIF - 00009 au catalogue  
ISSN 0000-0000

Périodicité : Irr.

Ottawa

This publication is available in English upon request.

---

## Note de reconnaissance

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



## Résumé

Les auteurs rassemblent des données de plusieurs enquêtes-ménages afin de documenter l'évolution au Canada de la protection offerte par les pensions aux jeunes travailleurs et aux travailleurs d'âge intermédiaire entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990. Les auteurs montrent qu'entre 1986 et 1997, la protection en matière de pensions a baissé appréciablement parmi les hommes, a diminué légèrement parmi les jeunes femmes et s'est accrue parmi les femmes d'âge intermédiaire. Le déclin du taux de syndicalisation et les déplacements vers des secteurs à faible protection expliquent en grande partie le recul de la protection offerte par les pensions aux hommes et aux jeunes femmes. Par contre, une bonne partie de l'augmentation de la protection offerte aux femmes d'âge intermédiaire demeure sans explication. Bien que la protection en matière de pensions ait diminué chez les hommes et les jeunes femmes, les cotisations moyennes réelles versées à des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) ont augmenté appréciablement. Par conséquent, la somme des cotisations versées à des régimes de pension agréés (RPA) et à des REER a connu un accroissement marqué.

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

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



## TABLE DES MATIÈRES

1. Introduction .....	9
2. Facteurs déterminants de la protection offerte par un RPA .....	10
3. Données .....	12
3.1 Enjeux conceptuels.....	12
3.2 Tendances en matière de protection RPA : 1984-1997.....	16
3.3 Aperçu.....	18
4. Résultats des estimations.....	19
4.1 Hommes âgés de 25 à 34 ans.....	22
4.2 Hommes âgés de 35 à 54 ans.....	22
4.3 Femmes âgées de 25 à 34 ans.....	23
4.4 Femmes âgées de 35 à 54 ans.....	23
5. Épargne-retraite : 1986-1997 .....	24
6. Conclusions .....	25
Remerciements.....	29
Bibliographie .....	30
Annexe 1 : Modifications législatives mises en œuvre dans les années 1980 et au début des années 1990 .....	32
Annexe 2 .....	33
I. Méthode d'Even - MacPherson :.....	33
II. Méthode de Doiron - Riddell :.....	35

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



## 1. Introduction

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 d'âge intermédiaire 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.

Le présent document cherche tout d'abord à combler cette lacune. À l'aide d'un choix d'enquêtes-ménages contenant des données individuelles tant pour la protection offerte par un régime de pension agréé (RPA) que pour les caractéristiques des travailleurs et des emplois, nous verrons comment la protection en matière de pensions a évolué au cours des quinze dernières années pour les hommes et les femmes de différents groupes d'âge.

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. Au Canada, les données administratives de la base de données sur les régimes de pensions au Canada indique que, entre le milieu des années 1980 et la fin 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 montre 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 et les hommes d'âge intermédiaire et de façon modérée parmi les jeunes femmes, tout en augmentant pour 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 causés par des modifications de la structure sectorielle et professionnelle de l'emploi, de même que par l'évolution du taux de syndicalisation. Nos résultats indiquent que ces changements sont des aspects importants de l'évolution des taux de protection. Plus précisément, le déclin du syndicalisme et les déplacements vers des secteurs à faible protection expliquent en grande partie la baisse de la protection chez les hommes et les jeunes femmes.

L'évolution de la protection en matière de pensions fournit des renseignements utiles sur les mouvements de l'incidence des pensions, mais elle n'indique pas dans quelle mesure les travailleurs se préparent à la retraite. La réduction de l'épargne-retraite des particuliers risque d'entraîner un revenu moindre pour les futures générations de retraités. Une façon d'aborder cette question est d'examiner comment les cotisations versées par des particuliers à des programmes d'épargne-retraite ouvrant droit à une aide fiscale ont évolué au fil des ans. C'est là le deuxième objectif du présent exposé. À l'aide de données tirées de dossiers d'impôt particuliers, nous documentons l'évolution, entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, des cotisations versées par des hommes et des femmes de groupes d'âge différents à des RPA et à des REER. Nos résultats indiquent 1) que les cotisations moyennes versées à des REER ont augmenté appréciablement, neutralisant tout recul des cotisations versées à des RPA, mais 2) que pour chaque groupe d'âge-sexe, les cotisations

moyennes versées par des travailleurs du quintile inférieur de la répartition des gains sont extrêmement faibles et qu'elles n'ont guère augmenté au cours des quinze dernières années.

À la section 2, il est question des facteurs qui peuvent avoir une influence sur la protection offerte aux travailleurs canadiens par un RPA. Nous examinons ensuite les tendances en matière de protection offerte par les pensions, à l'aide d'enquêtes-ménages et de données fiscales (section 3). À la section 4, nous appliquons différentes méthodes de décomposition afin d'évaluer le rôle joué par divers facteurs dans l'évolution de la protection offerte par les pensions entre 1986 et 1997. À la section 5, nous documentons les cotisations versées par les travailleurs à des RPA et à des REER au cours de la période en question. Les conclusions suivent à la section 6.

## 2. 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 d'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 régime. Comme c'est le cas pour la plupart des RPA, lorsque la participation à un régime est obligatoire, le taux de protection est fonction uniquement du taux de l'offre et des conditions d'admissibilité.

Les entreprises ne sont pas obligées d'offrir un régime de pension à leurs travailleurs. 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.

Plusieurs facteurs peuvent influencer le taux de l'offre. Tout d'abord, la présence de syndicats peut 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 les 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.

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 ou les empêcher d'offrir un régime (voir l'annexe 1). 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).

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. Les conditions d'admissibilité étaient adaptées à chaque régime et se fondaient sur le nombre d'années de service, l'âge (minimum ou maximum) ou une combinaison des deux.<sup>1</sup> 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. Dans la plupart des provinces, les employés à temps partiel doivent également avoir accumulé 35 % du maximum annuel des gains ouvrant droit à pension, ou avoir travaillé pendant un nombre d'heures suffisamment élevé. Toutes choses étant égales par ailleurs, ces modifications législatives devraient avoir fait augmenter la proportion des employés admissibles à un régime de pension.<sup>2</sup>

Lorsqu'un régime de pension est offert et lorsqu'un employé satisfait aux 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 régime.<sup>3</sup> Malheureusement, il n'existe pas actuellement de données canadiennes sur le taux de

---

<sup>1</sup> 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.

<sup>2</sup> 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).

<sup>3</sup> 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.

participation à des RPA.<sup>4</sup> Des travailleurs de différents groupes d'âge peuvent manifester une propension différente à participer. Ainsi, comme l'ont observé Even et MacPherson (1994), les jeunes travailleurs ont parfois moins tendance à adhérer à un régime à participation volontaire que les travailleurs plus âgés puisqu'ils leur reste beaucoup plus d'années durant lesquelles ils pourront verser des cotisations à des programmes d'épargne-retraite ouvrant droit à une aide fiscale.

### 3. Données

#### 3.1 Enjeux conceptuels

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 pensions au Canada. Ces données (appelées données sur les RPAC) sont obtenues en grande partie des autorités de contrôle des pensions à l'échelon provincial et fédéral.<sup>5</sup> Tous les régimes de pension agréés par ces autorités font partie de la base de données. Au début de 1998, ces régimes représentaient 99 % de tous les RPA du Canada et à peu près 77 % des travailleurs protégés.<sup>6</sup> 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-dessus.<sup>7</sup> 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 de

---

<sup>4</sup> Le taux de participation ne peut pas être calculé à l'aide de données administratives ni d'enquêtes-ménages. Le taux de participation (pour ce qui est des RPA) est le rapport entre le nombre total de personnes participant à un RPA et le nombre total d'employés admissibles. Le nombre total d'employés admissibles est la somme de trois composantes : 1) le nombre total de travailleurs relevant de régimes à participation obligatoire, 2) le nombre total de travailleurs relevant de régimes à participation volontaire et 3) le nombre total de travailleurs admissibles choisissant de ne pas adhérer à un régime à participation volontaire. Les données administratives tirées de la base de données sur les régimes de pensions au Canada (RPAC) ne permettent de mesurer que les deux premières composantes. Comme nous le verrons ci-dessous, les enquêtes-ménages peuvent mesurer soit la somme des deux premières composantes, soit (en partie) la somme des trois composantes.

<sup>5</sup> Le 1<sup>er</sup> janvier 1998, aucune loi de réglementation n'était en vigueur en Île-du-Prince-Édouard.

<sup>6</sup> Régimes de pensions au Canada, 1<sup>er</sup> janvier 1998, n° 74-401-XPB au catalogue, Statistique Canada.

<sup>7</sup> Certains régimes destinés aux fonctionnaires fédéraux et provinciaux ne relèvent pas de ces autorités, mais sont régis par une loi distincte.

travailleurs protégés par tous les régimes par la moyenne annuelle du nombre de travailleurs rémunérés tirée de l'Enquête sur la population active.<sup>8</sup>

Un aspect important de ces données administratives, c'est qu'elles constituent une série chronologique cohérente des taux de protection au niveau des données globales.<sup>9</sup> 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 de scolarité, la profession, le statut 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 de scolarité, lorsqu'on utilise ces données.<sup>10</sup>

Une autre façon de procéder consiste à utiliser des dossiers d'impôt T1 afin de calculer, pour différents groupes d'âge-sexe, le pourcentage de déclarants participant à un RPA. La Banque de données administratives longitudinales (BDAL) de Statistique Canada, qui se fonde sur des dossiers d'impôt T1, permet d'établir deux mesures de la protection en matière de pensions : 1) le pourcentage de déclarants participant à un RPA contributif et 2) le pourcentage de déclarants participant à un RPA contributif ou non contributif. La première mesure est accessible pour la période allant de 1986 à 1997, tandis que la deuxième mesure ne couvre que la période allant de 1991 à 1997. La BDAL permet d'établir les taux de protection pour des travailleurs de groupes d'âge différents, mais elle ne contient que très peu de covariables pouvant servir à expliquer l'évolution des taux de protection au fil des ans. Ainsi, elle ne contient aucune information sur le statut syndical des travailleurs, le niveau de scolarité, le secteur d'emploi ou la profession.

Afin de pouvoir expliquer l'évolution de la protection offerte à différents groupes d'âge par les pensions, 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

---

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> Le classement des régimes selon le secteur a été modifié pour le fichier du 1<sup>er</sup> janvier 1992. La distinction entre le secteur public et le secteur privé n'est donc pas uniforme dans le temps.

<sup>10</sup> 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.

revenu de 1993 à 1997 (EDTR) satisfont cette exigence.<sup>11</sup> Ces enquêtes-ménages se fondent toutes 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 personnels pour la retraite).

Il importe de noter que cette question est exactement la même pour toutes les enquêtes. Or, il est possible que des répondants répondent qu'ils sont *protégés* par un régime dans leur emploi bien qu'ils ne *participent* pas à ce régime. Cela peut se produire dans le cas d'un régime à participation volontaire. Dès lors, la question ci-dessus mesurerait le pourcentage de travailleurs auxquels on *offre* un régime, peu importe qu'ils y participent ou non. Par définition, les travailleurs à qui l'on offre un régime englobent : 1) les travailleurs relevant d'un régime à participation obligatoire, 2) les travailleurs qui choisissent d'adhérer à un régime à participation volontaire et 3) les travailleurs qui refusent d'adhérer à un régime à participation volontaire. Nous reconnaissons que notre mesure de la protection en matière de pensions risque d'inclure certains travailleurs du troisième groupe. Rien dans l'EAS-EA-EDTR ne nous permet de distinguer le troisième groupe de travailleurs des deux premiers. Toutefois, nous ne croyons pas que cette distinction a une importance empirique lorsque l'on examine les *changements* de la protection au fil des ans, parce que la plupart des RPA sont à participation obligatoire et n'offrent donc pas aux travailleurs la possibilité de choisir ou non d'adhérer à un régime.<sup>12</sup> Par conséquent, nous nous attendons à ce que la plupart des changements du pourcentage de travailleurs à qui l'on offre un régime reflètent des changements du pourcentage de travailleurs adhérant à un régime à participation obligatoire plutôt que des changements du pourcentage de travailleurs à qui l'on offre un régime à participation volontaire (qu'ils choisissent ou non d'y participer).

Deuxièmement, il est possible que certains répondants ne comprennent guère les REER collectifs et les considèrent comme des régimes de pension agréés. D'autres personnes protégées par un REER collectif pourraient répondre correctement qu'elles ne sont pas protégées par un RPA. Le cas échéant, la question ci-dessus mesurerait à la fois le pourcentage d'employés protégés par un RPA et une partie du pourcentage d'employés protégés par un REER collectif. Par conséquent, une partie des changements de protection en matière de pensions mesurés dans le cadre de l'EAS-EA-EDTR pourrait refléter des changements du nombre de travailleurs participant à un REER collectif. Nous reconnaissons cette possibilité, mais nous utilisons des données fiscales afin de fournir des preuves convaincantes que le pourcentage de travailleurs *participant à un RPA* a baissé chez les hommes et les jeunes femmes et qu'il a augmenté chez les femmes d'âge intermédiaire depuis le milieu des années 1980. Les mêmes tendances sont observées dans l'EAS-EA-EDTR. Par conséquent, si nous supposons que la mesure de la protection en matière de pensions obtenue de l'EAS-EA-EDTR comprend uniquement des travailleurs

---

<sup>11</sup> 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.

<sup>12</sup> Les données sur les RPAC indiquent que les personnes qui adhèrent à un régime à participation obligatoire représentent à peu près 90 % de toutes les personnes ayant un RPA (donc les deux premiers groupes de travailleurs définis ci-dessus) entre 1985 et 1994 (compilations spéciales de la Section des pensions de Statistique Canada).

qui participent à un RPA, nous ne devons pas oublier que le recul de la protection offerte par un RPA observé parmi les hommes et les jeunes femmes a pu être neutralisé partiellement par le nombre accru de personnes participant à un REER collectif, des données canadiennes n'étant pas actuellement accessibles à ce sujet. Le cas échéant, le recul de la protection offerte par un RPA ne signifie pas nécessairement une baisse de la rémunération globale des travailleurs. À l'autre extrémité, si nous supposons que notre mesure de la protection en matière de pensions tirée de l'EAS-EA-EDTR comprend *toutes* les personnes participant à un REER collectif aussi bien que celles qui participent à un RPA, le recul de la protection en matière de pensions observé pour nos données d'enquête signifie nécessairement une baisse de la rémunération globale pour les groupes de travailleurs subissant la baisse de protection. De toute façon, nos résultats indiquent que, à moins que la baisse de la protection offerte par un RPA ne soit *totale*ment neutralisée par la croissance des REER collectifs (à cotisation équivalente versée par l'employeur), de nombreux travailleurs canadiens devront peut-être accepter des emplois offrant moins d'avantages sociaux que ceux dont bénéficiaient leurs homologues au début des années 1980.<sup>13</sup>

Dans la suite de l'exposé, nous interprétons les changements de la protection en matière de pensions tirés de l'EAS-EA-EDTR comme un reflet des changements du pourcentage de travailleurs participant à un RPA. Toutefois, lorsqu'il sera question des répercussions de nos résultats, nous tiendrons compte des deux interprétations possibles décrites dans le paragraphe qui précède.

Notre analyse se penche sur les deux groupes d'âge suivants : 1) les personnes âgées de 25 à 34 ans (jeunes travailleurs) et 2) les personnes âgées de 35 à 54 ans (travailleurs d'âge intermédiaire). La protection offerte à des travailleurs âgés de 17 à 24 ans n'est pas analysée car les changements éventuels de cette couverture risquent de n'avoir qu'une faible influence sur leur revenu de retraite, vu la forte probabilité d'un changement d'emploi ultérieur. De même, nous excluons les personnes âgées de 55 à 64 ans car plusieurs d'entre elles pourraient bénéficier des dispositions d'une retraite anticipée, tandis que celles qui travaillent encore ne seraient peut-être pas représentatives de l'ensemble de la population âgée de 55 à 64 ans.

---

<sup>13</sup> 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 de mesure appréciable. 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 d'acquisition 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.

Tout comme les données sur les RPAC, l'EA et l'EDTR nous permettent de mesurer la protection en matière de pensions pour tous les emplois occupés par des travailleurs rémunérés. Par contre, l'EAS ne mesure que la protection offerte pour l'emploi principal occupé en décembre.<sup>14</sup> C'est pourquoi l'échantillon retenu dans le présent exposé (pour l'EAS-EA-EDTR) comporte des échantillons de travailleurs rémunérés âgés de 25 à 54 ans occupant leur principal emploi en décembre. Toutes les branches d'activité sont considérées. Les observations comportant des données manquantes sont supprimées. Les données couvrent la période allant de 1984 à 1997.

### 3.2 Tendances en matière de protection RPA : 1984-1997

Les colonnes 1-4 du tableau 1 présentent les tendances en matière de protection RPA, tirées de l'EAS-EA-EDTR pour les hommes et les femmes âgés de 25 à 34 ans et de 35 à 54 ans. Les chiffres indiquent un déclin de la protection en matière de pensions pour trois des quatre groupes démographiques au cours de la période allant de 1984 à 1997. Entre 1984 et 1997, la protection en matière de pensions a baissé de plus de 10 points de pourcentage chez les jeunes hommes : elle est passée de 54 % en 1984 à 43 % en 1997. Une baisse plus modeste mais appréciable a été observée chez les hommes plus âgés : la proportion protégée par un RPA est passée de 69 % en 1984 à 63 % en 1997.<sup>15</sup> Par contre, les femmes âgées de 35 à 54 ans ont vu leur protection en matière de pensions augmenter au cours de la période en question. Leur protection RPA, qui était de 46 % en 1984, a atteint un maximum de 56 % en 1994 pour ensuite se situer à 51 % en 1997. La protection chez les jeunes femmes a varié de 43 % à 46 % entre 1984 et 1993, pour ensuite diminuer de 6 points de pourcentage entre 1993 et 1997.

Les colonnes 5-8 du tableau 1 confirment que les changements qualitatifs en matière de protection RPA documentés dans le cadre de l'EAS-EA-EDTR se retrouvent également dans les données fiscales. Les chiffres présentés montrent la proportion de déclarants fiscaux versant des cotisations positives à un RPA contributif au cours d'une année donnée. Les personnes participant à un RPA contributif représentent 70 % environ de tous les participants à un RPA.<sup>16</sup> Les données proviennent de la Banque de données administratives longitudinales de Statistique Canada (BDAL) et se fondent sur un échantillon de 10 % des déclarants âgés de 25 à 54 ans et ayant au moins 1 000 \$ de gains annuels en dollars constants de 1994.<sup>17</sup> Entre 1986 et 1997, le pourcentage de déclarants participant à un RPA contributif a baissé de 7 points de pourcentage chez les jeunes hommes, de 6 points de pourcentage chez les hommes plus âgés et de 4 points de pourcentage chez les jeunes femmes. Par contre, ce pourcentage a augmenté de 3 points de

---

<sup>14</sup> L'emploi principal est l'emploi comportant le plus grand nombre d'heures hebdomadaires.

<sup>15</sup> La baisse de la protection offerte aux jeunes hommes et aux hommes d'âge intermédiaire reflète les données sur les RPAC, qui montrent que la proportion d'hommes participant à un RPA est passée de 48 % en 1987 à 42 % en 1997.

<sup>16</sup> Régimes de pensions au Canada, 1<sup>er</sup> janvier 1998, n° 74-401-XPB au catalogue, Statistique Canada.

<sup>17</sup> L'exigence en matière de gains est imposée afin que les changements apportés au régime fiscal canadien au cours des années 1980 (et ayant pu modifier la proportion de déclarants à faible revenu) ne faussent pas les tendances observées.

pourcentage chez les femmes d'âge intermédiaire. Comme dans le cas des données d'enquête, la protection accrue observée chez les femmes d'âge intermédiaire n'est pas uniforme : le pourcentage de femmes âgées de 35 à 54 ans versant une cotisation positive à un RPA contributif a augmenté de 5 points de pourcentage entre 1986 et 1993 pour ensuite baisser de 2 points de pourcentage entre 1993 et 1997.

Le tableau 2 fournit d'autres indications que la protection en matière de RPA a diminué chez les hommes et chez les jeunes femmes, mais qu'elle a augmenté légèrement chez les femmes d'âge intermédiaire au cours des années 1990. Ce tableau montre le pourcentage de déclarants fiscaux participant à un RPA non contributif et à un RPA contributif (d'après le pourcentage de déclarants fiscaux affichant un facteur d'équivalence positif dans leur déclaration de revenus T1).<sup>18</sup> Des chiffres sont accessibles pour la période allant de 1991 à 1997, toujours en fonction de la BDAL. Ils montrent que, entre 1991 et 1997, le pourcentage de travailleurs participant à un RPA a baissé de 5 points de pourcentage chez les jeunes hommes, de 5 points de pourcentage chez les hommes plus âgés et de 3 points de pourcentage chez les jeunes femmes. Par contre, ce pourcentage a augmenté marginalement (1 point de pourcentage) chez les femmes d'âge intermédiaire. Pris ensemble, les tableaux 1 et 2 indiquent de façon convaincante que, depuis le milieu des années 1980, la protection en matière de RPA a baissé chez les hommes et chez les jeunes femmes et augmenté chez les femmes d'âge intermédiaire.<sup>19</sup>

Dans les sections qui suivent, nous comparons les taux de protection pour les années 1986 et 1997. Il existe deux raisons pour ce choix. Premièrement, nous voulons choisir des années assez semblables pour ce qui est de la situation du marché du travail. Si le pourcentage de nouveaux employés, dont plusieurs ne sont pas admissibles à participer à un RPA, augmente lorsque le marché du travail devient plus tendu, les taux de protection diminueront pour chaque (baisse) hausse des taux d'emploi (chômage). Nous souhaitons minimiser cet effet.<sup>20</sup> Deuxièmement, nous voulons choisir des années qui nous permettent de tirer avantage de tailles d'échantillon relativement grandes. Selon le premier critère, au

---

<sup>18</sup> Le facteur d'équivalence est la somme des crédits pour l'année, le cas échéant, relevant d'un régime de participation différée aux bénéficiaires ou des avantages sociaux d'un régime de pension agréé offert par l'employeur du déclarant. Les personnes qui adhèrent à un régime de participation différée aux bénéficiaires représentent une très faible proportion des personnes participant à un RPA : en 1993, celles-là ne représentaient que 7 % de ces dernières (Frenken, 1993). Par conséquent, les changements du pourcentage de déclarants fiscaux affichant un facteur d'équivalence positif devraient refléter surtout des changements du pourcentage de déclarants participant à un RPA.

<sup>19</sup> À noter que les pourcentages du tableau 2 sont inférieurs à ceux des colonnes 1-4 du tableau 1, surtout à cause du fait que le dénominateur utilisé dans le calcul de ces pourcentages, (c'est-à-dire le nombre de déclarants fiscaux ayant des gains annuels de 1 000 \$ au moins en dollars constants de 1994, pour ce qui est des données fiscales, et le nombre de travailleurs rémunérés occupant en décembre leur emploi principal, pour ce qui est de l'EDTR), est plus élevé dans les données fiscales que dans l'EDTR.

<sup>20</sup> On pourrait soutenir qu'il serait possible de tenir compte des changements du pourcentage de nouveaux employés en contrôlant l'ancienneté dans le cadre de l'analyse multivariée. C'est certainement vrai, mais nous montrons ci-dessous que la variable ancienneté que l'on trouve dans les différentes enquêtes utilisées dans le présent exposé ne produit pas des tendances fiables, et qu'elle ne peut donc pas servir de variable explicative.

moins deux paires d'années peuvent être considérées : 1) 1984 et 1993 (ou 1994) et 2) 1986 et 1997. Nous choisissons la dernière paire parce que les tailles d'échantillon sont beaucoup plus grandes en 1997 qu'elles ne le sont en 1993.<sup>21</sup>

### 3.3 Aperçu

Le tableau 3 décrit la protection offerte aux jeunes travailleurs et aux travailleurs d'âge intermédiaire en 1986 et en 1997. La baisse de la protection chez les jeunes hommes ne s'est pas produite dans tous les secteurs de l'économie. Les jeunes hommes occupant un emploi non syndiqué ou un emploi à temps plein ont vu leur protection baisser, mais la protection offerte par un RPA n'a pas diminué pour les travailleurs occupant un emploi syndiqué ou travaillant à temps partiel. La baisse a été observée pour la construction, la fabrication et toutes les industries de services, dans presque tous les groupes professionnels, de même que chez les diplômés universitaires et les diplômés non universitaires.

Il existe au moins deux facteurs pouvant expliquer la baisse de la protection chez les jeunes hommes. Premièrement, le taux de syndicalisation pour ce groupe a diminué appréciablement au cours de la période en question : il est passé de 39 % en 1986 à 26 % en 1997 (tableau 4). Puisque le taux de protection des jeunes hommes est deux fois plus élevé pour des emplois syndiqués qu'il ne l'est pour des emplois non syndiqués (tableau 3), la baisse du taux de syndicalisation a probablement fait diminuer leur taux de protection. Deuxièmement, l'emploi pour ce qui est des jeunes hommes s'est éloigné des services de distribution (-5 points de pourcentage) et des services au public (-2 points de pourcentage) pour se rapprocher des services aux entreprises (+4 points de pourcentage), des services aux consommateurs (+3 points de pourcentage) et de la construction (+3 points). Puisque le taux de protection est beaucoup plus élevé dans les deux premiers secteurs qu'il ne l'est dans les trois derniers secteurs (tableau 3), ces déplacements intersectoriels peuvent représenter une deuxième explication.

Comme pour les jeunes hommes, la baisse de la protection offerte aux hommes d'âge intermédiaire s'est limitée à des emplois non syndiqués. Toutefois, elle s'est produite dans tous les principaux secteurs sauf la construction, même si elle n'a pas été observée dans toutes les professions. Elle a touché les diplômés tant universitaires que non universitaires et les emplois à temps plein aussi bien qu'à temps partiel. Comme pour les jeunes hommes, la baisse du taux de syndicalisation (de 48 % en 1986 à 41 % en 1997) et les déplacements intersectoriels de l'emploi (éloignement des services au public de -5 points de pourcentage et rapprochement des services aux consommateurs de +3 points de pourcentage, des services aux entreprises de +2 points de pourcentage et des services de distribution de +2 points de pourcentage) sont deux explications possibles de la diminution de la protection offerte aux hommes d'âge intermédiaire.

---

<sup>21</sup> Ce choix nous permet également d'examiner les plus récentes tendances en matière de protection offerte par les pensions. Les taux d'emploi chez les hommes âgés de 25 à 54 ans sont très semblables en 1986 et en 1997 : les données de l'Enquête sur la population active indiquent qu'ils étaient de 86,5 % en 1986 et de 83,9 % en 1997. Les tailles d'échantillon sont deux fois plus grandes dans l'EDTR de 1997 qu'elles ne le sont dans l'EDTR de 1993, à cause de l'inclusion d'un deuxième panel dans l'enquête à compter de 1996.

Toutefois, le recul du taux de syndicalisation devrait avoir un effet moindre chez les hommes d'âge intermédiaire, car 1) il est moins marqué parmi les hommes d'âge intermédiaire que parmi les jeunes hommes et 2) l'écart entre les emplois syndiqués et non syndiqués pour ce qui est de la protection offerte par les pensions est relativement plus faible chez les premiers que chez ces derniers.

La légère baisse de protection chez les jeunes femmes est loin d'avoir été répandue : elle s'est limitée aux emplois syndiqués, aux emplois à temps plein, aux services de distribution et à ceux aux consommateurs, aux emplois de bureau et à ceux liés aux ventes. Il est intéressant de noter que la protection s'est accrue pour les emplois à temps partiel.<sup>22</sup> Encore une fois, la baisse du taux de syndicalisation chez ces femmes (de 34 % en 1986 à 28 % en 1997) et les déplacements intersectoriels de l'emploi (éloignement des services au public de -4 points de pourcentage et rapprochement des services aux consommateurs de +5 points de pourcentage) ont probablement eu un effet sur la diminution de leur protection en matière de RPA. L'influence de l'éloignement des emplois de bureau (-11 points de pourcentage) n'est pas claire, car elle est accompagnée d'un rapprochement à la fois d'emplois à protection plus élevée (postes de professionnelles et de gestionnaires : +3 points de pourcentage) et d'emplois qui tendent à comporter une protection relativement faible (postes liés aux services : +5 points de pourcentage).

La protection accrue chez les femmes d'âge intermédiaire est observée pour des emplois tant syndiqués que non syndiqués et pour des postes à temps partiel aussi bien qu'à temps plein. Elle est la plus marquée pour les emplois liés aux ventes (+13 points de pourcentage). Contrairement à ce que l'on observe pour les trois autres groupes démographiques, le taux de syndicalisation a diminué marginalement chez les femmes d'âge intermédiaire et ne peut donc pas avoir fait baisser leur taux de protection appréciablement. Il est probable que les déplacements intersectoriels de l'emploi aient joué eux aussi un rôle mineur car ils touchent les secteurs à taux de protection passablement semblable (fabrication : -4 points de pourcentage, services aux entreprises : +3 points de pourcentage). Par contre, le rapprochement des postes de professionnelles et de gestionnaires (+5 points de pourcentage) et l'éloignement des postes de bureau et des postes liés aux services (-2 points de pourcentage chacun) expliquent probablement une partie de la protection accrue offerte aux femmes d'âge intermédiaire.

#### **4. Résultats des estimations**

Dans la présente section, nous indiquons dans quelle mesure les changements du taux de protection chez les groupes d'âge sont attribuables à des effets de composition (désyndicalisation, déplacements intersectoriels de l'emploi) ou à des modifications structurelles de la protection en matière de pensions (changements de protection à l'intérieur des cellules). Nous estimons un modèle logit de la probabilité d'être protégé par un régime de pension.<sup>23</sup> Notre ensemble de contrôles comporte le statut syndical, le secteur

---

<sup>22</sup> Ce phénomène est peut-être lié aux nouvelles lois, adoptées dans les années 1980 et au début des années 1990, exigeant que la protection soit offerte à des travailleurs à temps partiel lorsqu'un régime protège les travailleurs à temps plein.

<sup>23</sup> Les modèles logit sont estimés séparément pour chaque groupe d'âge-sexe et pour chacune des deux années 1986 et 1997.

(2 chiffres), la profession (8 groupes), la province, le niveau de scolarité (2 groupes), l'âge (2 groupes) et un indicateur de travail à temps partiel. Comme il a été mentionné ci-dessus, il arrive que les négociations entre syndicat et employeur englobent des avantages sociaux aussi bien que la rémunération. Cette réalité peut influencer la décision d'une entreprise d'offrir et de conserver un RPA. La variable secteur sert à déterminer les différences de protection sectorielles. Les contrôles pour de grands groupes professionnels servent à tenir compte du fait que divers régimes de pension peuvent être offerts à différents groupes de travailleurs au sein d'une entreprise. Les contrôles provinciaux englobent des différences législatives entre provinces pouvant avoir un effet sur le taux de protection. Le niveau de scolarité sert à contrôler les compétences des travailleurs : les entreprises qui embauchent des travailleurs très qualifiés peuvent ressentir des coûts de roulement relativement élevés et donc être davantage portées à offrir un régime de pension comme moyen de fidéliser leur personnel.<sup>24</sup> Pour l'échantillon des travailleurs âgés de 25-34 (35-54) ans, nous incluons les catégories d'âge 25-29 et 30-34 (35-44 et 45-54) ans. Cette inclusion sert à souligner les différences en matière d'admissibilité selon l'âge avant l'adoption de nouvelles lois au milieu des années 1980, de même que les différences d'âge éventuelles relativement à la tendance d'adhérer à un régime à participation volontaire. Puisque les taux de protection sont plus élevés pour des emplois fortement rémunérés que pour des emplois peu rémunérés (Frenken et Maser, 1992), nous incluons également les salaires horaires réels à titre de variable explicative dans une seconde spécification. Puisque l'endogénéité des salaires risque de biaiser les coefficients estimés, nous présentons également les résultats d'un modèle ne comportant pas de salaires.

Idéalement, nous souhaiterions inclure deux autres variables explicatives. Premièrement, il serait bon d'inclure la durée d'occupation d'un emploi à titre de variable explicative puisque les conditions d'admissibilité se fondent sur le nombre d'années d'ancienneté. Bien que cette variable soit accessible tant pour 1986 que pour 1997, elle donne un aperçu trompeur des changements en matière d'ancienneté. Les données de l'Enquête sur la population active, qui représentent une série chronologique cohérente de la durée d'occupation d'un emploi, indiquent une légère augmentation de la proportion de jeunes hommes ayant moins d'un an d'ancienneté entre 1986 (24 %) et 1997 (26 %). Par contre, l'EA de 1986 et l'EDTR de 1997 indiquent une baisse de cette proportion (de 24 % en 1986 à 19 % en 1997). Par conséquent, le recours à la durée d'occupation d'un emploi à titre de variable explicative risque de biaiser nos résultats. Aussi longtemps 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 durée d'occupation d'un emploi pourrait nous faire conclure qu'une baisse (fallacieuse) du pourcentage de jeunes hommes ayant moins d'un an d'ancienneté a eu tendance à *accroître* la protection chez les jeunes hommes.<sup>25</sup>

---

<sup>24</sup> Les changements de codes du niveau de scolarité entre 1986 et 1997 signifient que les deux catégories suivantes sont uniformes au fil des ans : 1) absence de diplôme universitaire, 2) diplôme universitaire. Nous utilisons ces deux catégories pour définir le niveau de scolarité.

<sup>25</sup> C'est exactement le résultat que nous avons obtenu pour de jeunes hommes, dans des expériences antérieures, après avoir estimé un modèle logit qui comprenait une variable fictive pour des employés ayant moins d'un an d'ancienneté.

Deuxièmement, on devrait inclure des contrôles pour la taille de l'entreprise puisque la protection en matière de RPA varie selon la taille de l'entreprise (Morissette, 1993). Toutefois, l'EA et l'EDTR comportent des proportions très différentes d'observations pour lesquelles la taille de l'entreprise est inconnue. Dans l'EA de 1986, la taille de l'entreprise est inconnue pour 12 % des observations, tandis que le pourcentage comparable n'est que de 2 % dans l'EDTR de 1997. Le fait de limiter notre échantillon aux observations pour lesquelles la taille de l'entreprise est connue introduirait probablement un biais de sélection dans nos résultats. C'est pourquoi nous n'incluons pas de contrôles pour la taille de l'entreprise dans nos modèles logit.

Nous avons recours à trois méthodes pour déterminer la source des modifications du taux de protection. Premièrement, nous appliquons la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder à un modèle de probabilité linéaire (MPL). Deuxièmement, nous suivons la stratégie adoptée par Even et MacPherson (1994) (E-M). Pour chacun des quatre groupes démographiques, nous estimons le modèle logit mentionné ci-dessus pour les échantillons de 1986 et de 1997. Nous calculons ensuite le taux de protection hypothétique (ou prédit) qui aurait été observé en 1997 si l'on avait combiné les caractéristiques de l'échantillon de 1997 et les coefficients logit de 1986.<sup>26 27</sup> La différence entre le taux de protection de 1997 et ce taux hypothétique est attribuable à des changements de coefficient logit (reflétant des changements de protection à l'intérieur 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 1986 mesure le changement « expliqué » des taux de protection. Cette composante « expliquée » se laisse ventiler davantage en vue de l'évaluation de l'effet de chaque variable explicative (p. ex., le statut syndical, le secteur) sur l'évolution de la protection. Troisièmement, nous avons recours à la méthode de Doiron-Riddell (1993) (D-R). Cette décomposition se fonde sur une approximation de série de Taylor d'ordre un de la probabilité qu'une personne soit protégée par un RPA. Tout comme les deux méthodes antérieures, elle permet d'évaluer l'influence de chaque variable explicative sur l'évolution de la protection (voir l'annexe 2 pour en savoir davantage sur les méthodes E-M et D-R). Les résultats sont présentés dans le tableau 5.

Les paramètres des modèles logit indiquent que la probabilité qu'une personne soit protégée par un régime de pension augmente selon la syndicalisation et le salaire, qu'elle est plus élevée pour des emplois à temps plein que pour des emplois à temps partiel, et qu'elle est plus élevée pour des postes de commis que pour des postes du secteur

---

<sup>26</sup> On le fait en calculant les probabilités individuelles fondées sur les caractéristiques de l'échantillon de 1997 et les coefficients logit de 1986 et en établissant ensuite la moyenne de ces probabilités individuelles. Pour en savoir davantage, voir l'annexe 2.

<sup>27</sup> Les résultats des tests du rapport des vraisemblances confirment que, pour l'ensemble des quatre groupes démographiques, des modèles de régression distincts devraient être estimés pour 1986 et 1997. L'hypothèse selon laquelle il n'existe pas de différence appréciable entre l'estimation de modèles logit distincts pour chaque année et l'estimation d'un modèle combiné est rejetée au niveau de signification de 5 % pour toutes les spécifications et tous les groupes démographiques sauf la spécification comportant les salaires chez les hommes âgés de 25 à 34 ans. Dans ce cas, l'hypothèse nulle est rejetée au niveau de 10 %.

primaire/transformation.<sup>28</sup> Chez les hommes, la probabilité d'être protégé est également plus élevée pour des postes de commis que pour des postes de vendeur.<sup>29</sup>

#### 4.1 Hommes âgés de 25 à 34 ans

Pour les deux spécifications (c'est-à-dire avec et sans salaires réels) et pour l'ensemble des trois méthodes (c'est-à-dire MPL, E-M et D-R), les chiffres indiquent que la désyndicalisation et les déplacements intersectoriels entre catégories d'emploi ont été les principaux facteurs de la baisse de protection chez les jeunes hommes. Compte tenu du type de modèle et de la spécification utilisés, le déclin de la syndicalisation a fait baisser la protection chez les jeunes hommes de 4,3 à 6,3 points de pourcentage.<sup>30</sup> Les mouvements de l'emploi d'un secteur à l'autre ont provoqué une baisse supplémentaire allant de 2,8 à 4,0 points de pourcentage. Pris ensemble, la désyndicalisation et les déplacements intersectoriels expliquent 90 % au moins du déclin de la protection chez les jeunes hommes. Par conséquent, ce sont les déplacements vers des postes à faible protection plutôt qu'un déclin des taux de protection à l'intérieur des cellules secteur-syndicat qui expliquent en grande partie la diminution du taux de protection chez les jeunes hommes.<sup>31</sup>

#### 4.2 Hommes âgés de 35 à 54 ans

On peut en dire autant des hommes d'âge intermédiaire. La diminution de leur taux de syndicalisation a fait baisser leur protection en matière de pensions de 1,9 à 2,3 points de pourcentage. Comme on pouvait s'y attendre, cet effet est plus faible que celui observé chez les jeunes hommes. Le déplacement vers des emplois dans des secteurs à faible protection a entraîné une baisse supplémentaire de 1,6 à 1,9 point de pourcentage. Toutes les autres variables explicatives ont eu une influence négligeable. Pris ensemble, le déclin

---

<sup>28</sup> On peut obtenir des auteurs, sur demande, les estimations paramétriques des modèles logit et des modèles de probabilité linéaire.

<sup>29</sup> Puisque les nouvelles lois adoptées dans les années 1980 et au début des années 1990 exigent que la protection soit offerte à des travailleurs à temps partiel lorsque les travailleurs à temps plein sont protégés par un régime, on s'attendrait à l'absence de corrélation entre la probabilité d'être protégé et la variable travail à temps plein en 1997. Or ce n'est pas le cas, et il peut y avoir au moins deux raisons pour l'expliquer. Premièrement, nos contrôles pour ce qui est du secteur restent assez généraux, et il se peut que l'effet positif observé pour la variable travail à temps plein reflète la possibilité que les travailleurs à temps plein se concentrent dans des secteurs (plus détaillés) à forte protection. Deuxièmement, au sein des secteurs, les travailleurs à temps plein pourraient être concentrés dans des entreprises qui offrent une bonne protection en matière de pensions.

<sup>30</sup> Au moment d'utiliser la méthode de Doiron-Riddell, nous choisissons de linéariser pour des valeurs moyennes des variables explicatives (p. ex., Riddell, 1993), parce que, pour l'ensemble des quatre groupes démographiques, la protection en matière de pensions est assez proche de 50 % : cela nous permet d'utiliser les valeurs moyennes comme « agent représentatif » chaque année. Par conséquent, nous décomposons le changement *prédit* de la protection lorsque nous utilisons la méthode D-R. Pour ce qui est de la méthode d'Even-MacPherson, nous décomposons le changement observé de la protection.

<sup>31</sup> La croissance des emplois à temps partiel a eu un effet limité, provoquant une baisse de 0,8 à 1,5 point de pourcentage du taux de protection.

du taux de syndicalisation et les déplacements intersectoriels entre catégories d'emploi expliquent 75 % au moins du recul de la protection chez les hommes d'âge intermédiaire.

#### 4.3 Femmes âgées de 25 à 34 ans

Comme c'était le cas pour les 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. Compte tenu de la spécification et du modèle utilisés, la baisse du taux de syndicalisation chez les jeunes femmes (de 34 % en 1986 à 26 % en 1997) a entraîné une diminution de leur protection allant de 2,0 à 2,8 points de pourcentage. Les changements survenus dans la composition de l'emploi selon la branche d'activité ont eu une influence légèrement plus grande, allant de 2,4 à 3,5 points de pourcentage. L'éloignement des postes de commis et le rapprochement des postes de professionnelles et de gestionnaires aussi bien que des postes liés aux services n'ont eu pratiquement aucune influence sur le taux de protection. Pour l'ensemble des trois méthodes et les deux spécifications, nous observons une hausse inexplicée de la protection chez les jeunes femmes allant de 2,1 à 3,5 points de pourcentage. Cela signifie que la légère baisse de protection chez les jeunes femmes a été le résultat de deux forces qui se sont neutralisées : 1) les déplacements vers des emplois non syndiqués et des secteurs à faible protection, qui ont eu tendance à faire baisser la protection, et 2) les modifications structurelles de la protection, qui ont eu tendance à faire augmenter la protection à l'intérieur des cellules.

#### 4.4 Femmes âgées de 35 à 54 ans

Comme on pouvait s'y attendre, l'évolution du taux de syndicalisation et les déplacements intersectoriels entre catégories d'emploi n'ont eu aucune influence appréciable sur l'accroissement de la protection chez les femmes d'âge intermédiaire. Par contre, les déplacements vers des postes de professionnelles et de gestionnaires et l'éloignement des postes de commis et des postes liés aux services expliquent en partie l'augmentation de la protection chez les femmes d'âge intermédiaire : ils ont eu tendance à faire augmenter la protection de 0,7 à 1,4 point de pourcentage. Lorsque l'on omet les salaires réels, ces déplacements de l'emploi sont le seul facteur qui importe : ils rendent compte de 15 %-22 % de l'accroissement (observé ou prédit) de la protection. La croissance des salaires réels chez les femmes âgées de 35 à 54 ans (8 % entre 1986 et 1997) explique également une partie de l'augmentation. Lorsqu'on inclut les salaires réels, l'accroissement des salaires réels (qui peut refléter une tendance à occuper des emplois très qualifiés, pour lesquels les coûts de roulement sont élevés) rend compte de 12 % à 35 % de l'augmentation de la protection. Néanmoins, pour l'ensemble des trois méthodes et pour les deux spécifications, 60 % au moins de l'accroissement de la protection demeurent sans explication. Ainsi, tandis que la baisse de la protection en matière de pensions observée chez les hommes et les jeunes femmes semble être causée principalement par des mouvements de l'emploi vers des postes non syndiqués et des secteurs à faible protection, la hausse de la protection observée chez les femmes d'âge intermédiaire résulte principalement d'augmentations de la protection dans des secteurs définis conjointement en fonction de la branche d'activité, de la profession, du statut syndical et d'autres variables.

## 5. Épargne-retraite : 1986-1997

L'évolution de la protection en matière de pensions fournit des renseignements utiles sur une composante importante de la rémunération totale des travailleurs, mais elle est silencieuse en ce qui concerne l'ampleur des préparatifs des travailleurs en vue de la retraite. Une façon d'aborder cette question est d'examiner l'évolution, au fil des ans, des montants versés par des particuliers à des programmes d'épargne-retraite ouvrant droit à une aide fiscale. Dans la présente section, nous utilisons des données de la BDAL pour documenter l'évolution des cotisations des travailleurs à deux grands programmes d'épargne-retraite ouvrant droit à une aide fiscale : les RPA et les REER. Nos résultats couvrent la période allant de 1986 à 1997.

Le tableau 6 décrit les cotisations moyennes réelles versées à des RPA et à des REER par de jeunes travailleurs et des travailleurs d'âge intermédiaire.<sup>32</sup> Le dénominateur utilisé dans le calcul de ces cotisations moyennes comprend tous les travailleurs d'un groupe d'âge-sexe donné, plutôt que les seuls travailleurs qui ont versé des cotisations positives. Ainsi, les cotisations moyennes versées à des RPA présentées dans ce tableau reflètent aussi bien les changements du pourcentage de travailleurs participant à un RPA que les cotisations moyennes des travailleurs ayant versé des cotisations positives.

Quatre observations se dégagent du tableau 6. Premièrement, en conformité avec le déclin de la protection en matière de RPA documentée parmi les hommes et les jeunes femmes (colonnes 1-4 du tableau 1), les cotisations moyennes versées à des RPA ont diminué appréciablement parmi les jeunes hommes et les hommes d'âge intermédiaire et ont baissé légèrement parmi les jeunes femmes entre 1986 et 1997. De même, les cotisations moyennes versées à des RPA parmi les femmes d'âge intermédiaire ont augmenté. Deuxièmement, les cotisations versées à des REER se sont accrues de façon remarquable au cours de la période en question : pour chacun des quatre groupes d'âge-sexe, elles ont augmenté de 70 % au moins. Troisièmement, pour l'ensemble des trois groupes qui ont connu une diminution de la protection offerte par un RPA au cours de la période en question (jeunes hommes, hommes d'âge intermédiaire et jeunes femmes), l'augmentation des cotisations versées à des REER a neutralisé toute baisse des cotisations moyennes versées à des RPA. Par conséquent, la somme des cotisations versées à des RPA et à des REER a augmenté appréciablement pour ces trois groupes. Bref, même si les travailleurs de ces trois groupes ont pu subir une diminution de leur rémunération totale (à cause d'une baisse de leur protection en matière de pensions), ils semblent mieux se préparer eux-mêmes en vue de la retraite à la fin des années 1990 qu'ils ne le faisaient au milieu des années 1980. Quatrièmement, les femmes d'âge intermédiaire ont également augmenté leurs cotisations à des REER de façon marquée au cours de la période en question. Ajouté à l'augmentation de leurs cotisations à des RPA, ce phénomène a entraîné un accroissement de la somme des deux cotisations de 70 % environ.

Les conclusions tirées au paragraphe précédent se rapportent au travailleur « moyen ». Dans le tableau 7, nous déterminons dans quelle mesure ces conclusions s'appliquent à des

---

<sup>32</sup> Pour des raisons de confidentialité, les chiffres (pour les cotisations à des RPA et les cotisations à des REER prises séparément) qui sont inférieurs à 1 000 \$ sont arrondis aux 10 \$ les plus près, tandis que les chiffres supérieurs à 1 000 \$ sont arrondis aux 100 \$ les plus près.

travailleurs occupant des quintiles différents de la répartition des salaires. En particulier, les chiffres présentés dans ce tableau indiquent la somme des cotisations moyennes versées à des RPA et à des REER pour chaque quintile de la répartition des salaires selon l'âge-sexe.

Le tableau 7 indique surtout que les moyennes présentées au tableau 6 masquent une hétérogénéité appréciable parmi les travailleurs de différents quintiles. Il existe des différences marquées pour ce qui est des cotisations moyennes versées à des RPA et à des REER entre le quintile inférieur (le premier) et le quintile supérieur (le cinquième). Les cotisations à des RPA et à des REER versées par les travailleurs du quintile supérieur sont de 11 à 35 fois plus élevées que celles versées par les travailleurs du quintile inférieur. Les cotisations versées par les travailleurs du quintile inférieur sont très faibles : elles ne dépassent jamais 200 \$ par année pour les jeunes hommes et les jeunes femmes, et elles atteignent 630 \$ au plus par année chez les hommes d'âge intermédiaire et les femmes d'âge intermédiaire. Par contre, les cotisations versées par les travailleurs du quintile supérieur sont appréciables, atteignant en moyenne de 2 900 \$ à 5 800 \$ par année au cours de la période en question, selon le groupe d'âge-sexe.

Pour tous les groupes démographiques et tous les quintiles, les cotisations réelles versées à des RPA et à des REER ont augmenté au cours de la période allant de 1986 à 1997. Toutefois, en termes absolus, l'ampleur de l'augmentation est négligeable chez les travailleurs du quintile inférieur : elle varie entre 60 \$ chez les jeunes femmes et 170 \$ chez les femmes d'âge intermédiaire. Par contre, l'ampleur de l'augmentation est appréciable parmi les travailleurs du quintile supérieur, allant de 1 700 \$ chez les jeunes femmes à 2 300 \$ chez les hommes d'âge intermédiaire.

En résumé, même si les travailleurs canadiens semblent mieux se préparer eux-mêmes en vue de la retraite qu'ils ne le faisaient au milieu des années 1980, la mesure dans laquelle ils le font diffère de façon marquée selon qu'il s'agit de salariés à faible revenu ou de salariés à revenu élevé. Même si les salariés à faible revenu ont versé des cotisations accrues à deux grands programmes d'épargne-retraite ouvrant droit à une aide fiscale au cours de la période en question, les montants versés à ces deux programmes restent très faibles.

## **6. Conclusions**

Dans le présent exposé, nous avons utilisé des données d'enquête et des données fiscales pour documenter les tendances en ce qui concerne la protection offerte aux hommes et aux femmes par les pensions selon différents groupes d'âge. Les deux sources de données produisent des résultats cohérents : elles indiquent que, entre 1986 et 1997, la protection en matière de pensions a baissé chez les hommes et les jeunes femmes, mais qu'elle a augmenté chez les femmes d'âge intermédiaire.

Puisque nous avons des microdonnées sur des caractéristiques des travailleurs et des emplois, nous avons pu déterminer dans quelle mesure ces changements de la protection ont été causés par des mouvements liés à la structure sectorielle et professionnelle de l'emploi et par l'évolution du taux de syndicalisation. Nos résultats indiquent que ces mouvements sont des déterminants importants du changement des taux de protection. Plus précisément, nous observons que le déclin du syndicalisme et les déplacements vers des

secteurs d'emploi à faible protection expliquent en grande partie le déclin de la protection en matière de pensions observé chez les hommes et les jeunes femmes.

Plusieurs autres explications peuvent servir à élucider une baisse éventuelle de la protection offerte par des RPA. Premièrement, il est possible que l'accroissement de la concurrence (à l'étranger ou au sein des secteurs eux-mêmes) poussent les entreprises canadiennes à réduire leurs frais de main-d'œuvre et peut-être à mettre fin à certains régimes de pension. Il se peut que de nouvelles entreprises se lançant sur un marché évitent d'offrir un régime afin de maximiser leurs chances de survie au cours des premières années d'activité. Deuxièmement, comme il a été mentionné antérieurement, il se peut que l'accroissement de la cotisation versée par les employeurs à différents programmes comme le RPC et le RRQ ou à l'assurance-emploi pousse de nouvelles entreprises à ne pas offrir un RPA ou des entreprises existantes à mettre fin à leur régime (Frenken, 1996). Troisièmement, toute augmentation des frais administratifs (p. ex., une hausse des frais horaires liés à des services d'actuariat pour les régimes à prestations déterminées) pourrait réduire l'incitation des entreprises à fournir un RPA et les pousser soit à adopter des REER collectifs, soit à n'offrir aucun régime de retraite du tout. Enfin, les modifications législatives apportées au cours des années 1980 et au début des années 1990 en ce qui concerne les conditions d'acquisition, l'immobilisation des cotisations et le partage des coûts (voir l'annexe 1) ont pu augmenter les frais de prestation d'un régime de pension, empêchant certains nouveaux employeurs d'offrir un RPA, ou ont pu pousser des employeurs existants à mettre fin à leur régime.

Il est à noter que le déclin du syndicalisme n'est pas forcément exogène : il pourrait être causé, au moins en partie, par un accroissement des pressions compétitives pouvant pousser les employeurs à être plus agressifs à l'égard des syndicats. Ainsi, un accroissement de la concurrence, possiblement sous l'effet de changements technologiques, pourrait être un facteur important de la baisse de protection observée parmi trois groupes démographiques.

Nos résultats suscitent certaines préoccupations au sujet de la qualité de l'emploi pour les jeunes hommes. Plusieurs études (Morissette, Myles et Picot, 1994; Beach et Slotsve, 1996) ont documenté une baisse des gains annuels réels chez les jeunes hommes au cours des années 1980.<sup>33</sup> À moins que le recul de la protection en matière de pensions chez les jeunes hommes ne soit totalement neutralisé par l'accroissement des REER collectifs (avec cotisations équivalentes des employeurs), la baisse de leur *rémunération totale* est sous-estimée. Deuxièmement, nos résultats indiquent que, à moins que les tendances en matière de syndicalisation et de déplacements intersectoriels ne soient inversées et à moins que l'accroissement des REER collectifs ne neutralise la diminution de la protection offerte par un RPA, de nouvelles cohortes de jeunes hommes devront peut-être accepter des emplois offrant des avantages sociaux inférieurs à ceux reçus par les cohortes antérieures. Des travaux récents menés par Beaudry et Green (1996) et par Morissette (1997) ont indiqué que les jeunes hommes ont connu une diminution de leur profil d'âge-gains au cours des années 1980. Nos résultats posent une question connexe : La baisse de la

---

<sup>33</sup> Entre 1975 et 1986, les gains annuels réels chez les hommes âgés de 25 à 34 ans et travaillant toute l'année à temps plein ont baissé de 6,5 %. Entre 1986 et 1997, ils ont diminué de 2,5 % de plus (calculs des auteurs tirés de l'Enquête sur les finances des consommateurs).

protection offerte par un RPA observée parmi les jeunes hommes aura-t-elle des effets à long terme, c'est-à-dire sur leur revenu de retraite?

Nos résultats de la section 5 fournissent une réponse partielle à cette question. Ils indiquent que l'accroissement remarquable des cotisations de type REER observé chez les jeunes hommes a eu tendance à neutraliser toute baisse des cotisations de type RPA. La mesure dans laquelle les jeunes hommes se préparent eux-mêmes en vue de la retraite, déterminée en fonction de leurs cotisations de type RPA et REER, semble s'être améliorée au cours des quinze dernières années. Même si ces calculs ne tiennent pas compte de l'effet de la perte des cotisations de type RPA versées par l'employeur (résultant de la baisse de la protection offerte par les pensions) sur le revenu de retraite des jeunes travailleurs, ils fournissent néanmoins des indications que les cotisations versées à des REER par les jeunes travailleurs ont évolué de façon à augmenter leur revenu de retraite (abstraction faite des changements éventuels des programmes RPC-RRQ).

Il faut situer cette conclusion dans son contexte, car elle ne s'applique pas nécessairement à tous les jeunes hommes. Les cotisations versées à des RPA et à des REER par les jeunes hommes du quintile inférieur sont extrêmement faibles, et en termes absolus c'est à peine si elles ont augmenté au cours des quinze dernières années. Cette situation indique qu'à l'avenir l'augmentation du revenu de retraite pour ce groupe pourrait être marginale ou nulle.

A priori, il ne faut pas oublier que la diminution des prestations de type RPA ne signifie pas nécessairement que la situation des travailleurs a empiré. Il peut y avoir un certain degré de substitution entre les avantages salariaux directs et indirects. De plus, même si la protection offerte par les pensions aux jeunes femmes a baissé entre 1986 et 1997, les gains annuels réels chez les jeunes femmes travaillant toute l'année à temps plein ont augmenté de 5 % au cours de la période en question.<sup>34</sup> Toutefois, la baisse des prestations de type RPA chez les jeunes hommes et les hommes d'âge intermédiaire indique que leur situation a empiré puisque, abstraction faite de l'effet éventuel des REER collectifs, le recul de leur protection de type RPA observé entre 1986 et 1997 a eu lieu durant une période de non-croissance de leurs gains réels.<sup>35</sup>

Il importe de situer dans son contexte notre conclusion selon laquelle les travailleurs canadiens semblent mieux se préparer eux-mêmes en vue de la retraite à la fin des années 1990 que leurs homologues ne l'ont fait au milieu des années 1980. Il est possible que l'augmentation des cotisations de type REER ne représente pas une hausse nette de l'épargne. Comme l'ont montré des études antérieures (p. ex., Gale, 1998), il n'est pas clair si les programmes d'épargne-retraite ouvrant droit à une aide fiscale (les RPA et les REER, par exemple) favorisent de nouvelles épargnes ou entraînent simplement un déplacement de l'épargne d'une source à une autre.

---

<sup>34</sup> Calculs des auteurs tirés de l'Enquête sur les finances des consommateurs.

<sup>35</sup> Comme il a été mentionné à la note 33, les gains annuels réels chez les hommes âgés de 25 à 34 ans travaillant toute l'année à temps plein ont baissé de 2,5 % entre 1986 et 1997. Une baisse correspondante de 1 % est observée chez les hommes d'âge intermédiaire.

L'accroissement de la protection en matière de pensions observé chez les femmes d'âge intermédiaire doit être interprété avec prudence, car il n'est pas uniforme entre 1986 et 1997. Les données d'enquête aussi bien que les données fiscales indiquent que la protection a augmenté entre 1986 et 1993 pour ensuite baisser entre 1993 et 1997. Ces tendances correspondent aux données sur les RPAC, qui montrent que la protection en matière de pensions chez les femmes a augmenté de 36 % à 42 % entre 1987 et 1993 pour ensuite tomber à 40 % en 1997.<sup>36</sup> Le fait que la protection en matière de pensions chez les femmes d'âge intermédiaire a commencé à baisser depuis quelques temps indique peut-être une baisse de la protection pour ce groupe dans un avenir rapproché.

Nous avons reconnu la possibilité qu'une partie de l'évolution de la protection en matière de pensions mesurée dans nos données d'enquête pourrait refléter des changements de l'incidence des travailleurs participant à des REER collectifs. Que ce soit le cas ou non, nos résultats indiquent que, à moins que la baisse de la protection de type RPA ne soit *totalement* neutralisée par l'accroissement des REER collectifs (avec cotisations équivalentes des employeurs), de nombreux travailleurs canadiens devront peut-être accepter des emplois offrant des avantages sociaux moins élevés que ceux reçus par leurs homologues au début des années 1980.

Enfin, il ne faut pas oublier que les tendances observées au niveau des individus peuvent différer de celles observées au niveau de la famille. Ainsi, la baisse appréciable de la protection offerte par les pensions aux jeunes hommes pourrait être neutralisée en partie par le nombre accru d'épouses actives parmi les couples contemporains où les deux conjoints travaillent. De futurs travaux de recherche pourront déterminer s'il en est ainsi.

---

<sup>36</sup> Régimes de pensions au Canada, 1<sup>er</sup> janvier 1998, n° 74-401-XPB au catalogue, Statistique Canada.

## **Remerciements**

Les auteurs tiennent à remercier Thomas Dufour, H  l  ne Roberge et Emile Tompa d'avoir fourni certaines donn  es utilis  es dans le pr  sent expos  , Denise Doiron, Hubert Frenken, Karen Maser, Garnett Picot et Mike Shannon d'avoir formul   des remarques utiles sur une version ant  rieure de l'expos  , et Christian Nadeau et Georgia Roberts de leur assistance technique. La responsabilit   des opinions exprim  es rel  ve enti  rement des auteurs et non pas de Statistique Canada.

## Bibliographie

- Beaudry, P. et D. Green (1996) 'Cohort patterns in Canadian earnings et the skill biased technical change hypothesis', Discussion paper No. 97-03, Dept. of Economics, University of British Columbia.
- Beach, C.M. et G.A. Slotsve (1996) 'Are we becoming two societies?', C.D. Howe Institute, Toronto.
- Bloom, D. E. et 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. et W.C. Riddell (1993) 'The impact of unionization on male-female earnings differences in Canada', *Journal of Human Resources*, Vol. XXIX, 2, 504-534.
- Duncan, G.J. et D.H. Hill (1985) 'An investigation of the extent et consequences of measurement error in labor-economic survey data' *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, 4, 508-532.
- Even, W.E. et D.A. MacPherson (1990) 'Plant size et the decline of unionism', *Economics Letters*, 32, 393-398.
- Even, W.E. et D.A. MacPherson (1994) 'Why did male pension coverage decline in the 1980s?', *Industrial et Labor Relations Review*, Vol. 47, No. 3, 439-453.
- Frenken, H. et K. Maser (1992) 'Employer-sponsored pension plans – who is covered', *Perspectives on Labour et Income*, Cat. 75-001, Statistics Canada, Winter 1992.
- Frenken, H. (1993) 'Tax assistance for pensions et RRSPs', *Perspectives on Labour et Income*, Cat. 75-001, Statistics Canada, Winter 1995.
- Frenken, H. (1996) 'The impact of changes in the Canada Pension Plan on private pensions', *Canadian Business Economics*, Vol. 4, no. 4, 65-72.
- Gale, W.G. (1998) 'The effects of pensions on household wealth : a reevaluation of theory et evidence', *Journal of Political Economy* 106, 706-723.
- Gustman, A., O.S. Mitchell et T.L. Steinmeier (1994) 'The role of pensions in the labor market: a survey of the literature', *Industrial et Labor Relations Review*, Vol., 47, No. 3, 417-438.
- Mercer Handbook of Canadian Pension et Benefit Plans (1996), 11<sup>th</sup> edition, CCH Canadian Limited.
- Mitchell, O.S. (1987) 'Worker knowledge of pension provisions', NBER Working Paper No. 2414, 27p.

- Morissette, R. (1993) 'Canadian Jobs et Firm Size: Do Smaller Firms Pay Less?' *Canadian Journal of Economics* 26: 159-74.
- Morissette, R., J. Myles et G. Picot (1994) 'Earnings inequality et 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', in *Labour Markets, Social Institutions, et 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 États -Unis', *Economics Letters*, Vol. 36, No. 4, 419-423.
- Riddell, W.C. (1993) 'Unionization in Canada et the États -Unis : a tale of two countries' in *Small differences that matter : labor markets et income maintenance in Canada et the États -Unis*, David Card et Richard B. Freeman eds., 109-147.

## **Annexe 1 : Modifications législatives mises en œuvre dans les années 1980 et au début des années 1990.**

Au cours des années 1980 et au début des années 1990, des modifications législatives ont eu lieu dans la plupart des provinces, touchant au moins trois dispositions relatives aux régimes de retraite : 1) les conditions d'acquisition, 2) l'immobilisation des cotisations et 3) le partage des coûts. Ces trois changements tendent à réduire le taux de l'offre.

Premièrement, les conditions d'acquisition ont été rendues plus rigoureuses pour les employeurs. Les nouvelles lois exigent que les employés quittant leur travail soient admissibles à la cotisation patronale s'ils ont participé au régime pendant deux ans au moins, peu importe l'âge. En vertu des lois antérieures, les employés quittant leur travail étaient admissibles à la cotisation patronale uniquement s'ils étaient âgés de 45 ans au moins *et* s'ils avaient accumulé au moins 10 ans de service continu. Cette modification législative fait augmenter le coût des régimes de pension et, par conséquent, il réduit probablement l'incitation des entreprises à offrir un régime.

Deuxièmement, les lois antérieures exigeaient que les prestations soient bloquées uniquement si les personnes étaient âgées de 45 ans au moins *et* si elles avaient accumulé au moins 10 ans de service continu. La nouvelle loi stipule désormais que les prestations soient bloquées dès qu'un travailleur a participé au régime pendant deux ans, réduisant la possibilité pour les travailleurs de choisir le remboursement de leurs propres cotisations, possiblement en renonçant à la cotisation patronale versée en leur nom. Autrement dit, le choix d'un remboursement, pouvant entraîner des coûts moins élevés pour l'employeur, est désormais offert à un nombre moins élevé de travailleurs : il en résulte probablement des coûts plus élevés pour certaines entreprises.

Troisièmement, il y a eu des changements se rapportant aux cotisations minimales que doivent verser les employeurs 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 moins.

Un autre facteur qui a pu faire augmenter les coûts de l'employeur lorsque les lois ont été révisées est que la protection doit être offerte aux travailleurs à temps partiel lorsque les travailleurs à temps plein sont protégés par un régime. L'effet immédiat devrait être un accroissement des coûts de l'employeur et une augmentation de la protection en matière de pensions. À la longue, toutefois, la protection risque de diminuer puisque l'inclusion des travailleurs à temps partiel pourrait réduire l'incitation des entreprises à offrir un régime.

## Annexe 2

### I. Méthode d'Even - MacPherson :

- i) Considérons  $\bar{\mathbf{m}}_{86}$  et  $\bar{\mathbf{m}}_{97}$ , la probabilité moyenne d'une protection en matière de pensions pour 1986 et 1997, respectivement :

$$\bar{\mathbf{m}}_{86} = \frac{1}{N_{86}} \sum_{i=1}^{N_{86}} \mathbf{F}(c_{i_{86}}, \mathbf{B}_{86}) \quad (1)$$

$$\bar{\mathbf{m}}_{97} = \frac{1}{N_{97}} \sum_{i=1}^{N_{97}} \mathbf{F}(c_{i_{97}}, \mathbf{B}_{97}) \quad (2)$$

où :  $N_{86}$  et  $N_{97}$  sont la taille de l'échantillon de 1986 et de 1997, respectivement

$\mathbf{F}$  est la fonction de densité cumulative d'une distribution logistique

$X_{i_{86}}$  et  $X_{i_{97}}$  sont des vecteurs de variables explicatives pour un individu  $i$  en 1986 et en 1997, respectivement

$\mathbf{B}_{86}$  et  $\mathbf{B}_{97}$  sont des vecteurs de coefficients pour 1986 et 1997, respectivement

- ii) Définissons

$$\bar{\mathbf{m}}_0 = \frac{1}{N_{97}} \sum_{i=1}^{N_{97}} \mathbf{F}(c_{i_{97}}, \mathbf{B}_{86}) \quad (3)$$

comme la probabilité moyenne que l'on aurait obtenue si l'échantillon de 1997 comportait les coefficients de 1986

iii) Compte tenu des équations (1) - (3), on a donc :

$$\bar{m}_{97} - \bar{m}_{86} = \left( \bar{m}_{97} - \bar{m}_0 \right) + \left( \bar{m}_0 - \bar{m}_{86} \right) \quad ( 4 )$$

$$\begin{aligned} \bar{m}_{97} - \bar{m}_{86} = & \left[ \frac{1}{N_{97}} \sum_{i=1}^{N_{97}} F(c_{i_{97}}, B_{97}) - \frac{1}{N_{97}} \sum_{i=1}^{N_{97}} F(c_{i_{97}}, B_{86}) \right] \\ & + \\ & \left[ \frac{1}{N_{97}} \sum_{i=1}^{N_{97}} F(c_{i_{97}}, B_{86}) - \frac{1}{N_{86}} \sum_{i=1}^{N_{86}} F(c_{i_{86}}, B_{86}) \right] \end{aligned} \quad ( 5 )$$

Le terme de la deuxième ligne de l'équation (5) sert à mesurer le changement « expliqué » de la protection, c'est-à-dire le changement de la protection attribuable à des effets de composition (donc des changements des X).

Le terme du second membre de la première ligne de l'équation (5) sert à mesurer le changement « inexpliqué », c'est-à-dire le changement de la protection attribuable à des changements des B.

iv) Le changement « expliqué » (EXP) se laisse ventiler pour la mesure du rôle de chaque variable explicative  $j$  : Even-MacPherson définissent le rôle de la variable explicative  $j(Z_j)$  comme suit :

$$Z_j = EXP * \frac{\left[ (\bar{C}_{j_{97}} - \bar{C}_{j_{86}}) * B_{j_{86}} \right]}{\left[ (\bar{C}_{97} - \bar{C}_{86}) * B_{86} \right]} \quad ( 6 )$$

où :  $\bar{X}_{j_{97}}$  et  $\bar{X}_{j_{86}}$  sont les valeurs moyennes de la variable explicative  $j$  en 1997 et en 1986, respectivement

$B_{j_{86}}$  est le coefficient logit pour la variable explicative  $j$  en 1986

$\left[ (\bar{C}_{97} - \bar{C}_{86}) * B_{86} \right]$  est simplement la somme des changements de la valeur moyenne de toutes les variables explicatives, pondérée en fonction des coefficients logit de 1986

EXP est le changement « expliqué » de la protection

## II. Méthode de Doiron - Riddell :

L'évolution de la protection entre 1986 et 1997 pour un individu affichant les caractéristiques  $X_{i_{86}}$  et  $X_{i_{97}}$  s'écrit sous la forme :

$$F(X_{i_{97}} \mathbf{B}_{97}) - F(X_{i_{86}} \mathbf{B}_{86}) \approx \frac{\partial F}{\partial \mathbf{Y}} * (X_{i_{97}} \mathbf{B}_{97} - X_{i_{86}} \mathbf{B}_{86}) \quad (7)$$

Pour la mise en œuvre de l'équation (7), il nous faut choisir l'individu représentatif de 1986 et de 1997 et le point autour duquel se fait la linéarisation. Un candidat naturel pour  $C_{i_t}$  est  $\bar{C}_t$ . Pour l'ensemble des quatre groupes démographiques, la protection en matière de pensions varie entre 40 % et 65 % et se rapproche donc passablement de 50 %. Cela nous permet, comme l'a fait Riddell (1993), d'utiliser les valeurs moyennes comme notre « agent représentatif » chaque année.

Ainsi, nous choisissons de linéariser en fonction des valeurs moyennes.

Nous fixons  $\mathbf{Y} = \bar{C}_{86} \mathbf{B}_{86}$ .

Le premier terme du second membre de l'équation (7) est la dérivée de la fonction de densité cumulative logit évaluée en  $\mathbf{Y}$ . Le deuxième terme est une fonction linéaire de caractéristiques et de coefficients, et peut donc être décomposé (de même que ventilé en composantes) de la façon habituelle.

Ainsi, la décomposition que nous exécutons est la suivante :

$$F(\bar{C}_{97} \mathbf{B}_{97}) - F(\bar{C}_{86} \mathbf{B}_{86}) \approx \frac{\partial F}{\partial \mathbf{Y}} * (\bar{C}_{97} \mathbf{B}_{97} - \bar{C}_{86} \mathbf{B}_{86}) \quad (8)$$

Selon la méthode d'Even-MacPherson, nous décomposons le changement observé de la protection (puisque  $\bar{m}_{97}$  et  $\bar{m}_{86}$  sont la protection en matière de pensions de 1997 et de 1986, respectivement)

En linéarisant en fonction des  $X$  moyennes, nous décomposons le changement prédit, c'est-à-dire la différence des probabilités évaluée en fonction des moyennes (plutôt que de la différence des probabilités moyennes)

Le second membre de l'équation (8) s'appelle le changement approximatif

Le premier membre de l'équation (8) s'appelle le changement prédit

La différence entre les deux s'appelle l'erreur d'approximation

Le rôle de la variable explicative  $j$  dans le changement « expliqué » est le suivant :

$$\frac{\partial F}{\partial Y} * (\bar{C}_{j_{97}} - \bar{C}_{j_{86}}) \bullet B_{j_{86}} \quad (9)$$

Le changement « expliqué » est le suivant :

$$\frac{\partial F}{\partial Y} * (\bar{C}_{97} - \bar{C}_{86}) \bullet B_{86} \quad (10)$$

Le changement « inexpliqué » est le suivant :

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \Psi} * (B_{97} - B_{86}) \bullet \bar{X}_{97} \quad (11)$$

**Tableau 1 : Protection offerte aux hommes et aux femmes par les pensions, selon l'âge, 1984-1997.**

Concept mesuré	Pourcentage des travailleurs rémunérés protégés par un régime de pension lié à leur travail				Pourcentage des déclarants fiscaux versant une cotisation positive à un RPA contributif			
	EASEA-EA-EDTR*				Banque de données administratives longitudinales**			
Ensembles de données	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Groupe démographique	Hommes 25-34	Hommes 35-54	Femmes 25-34	Femmes 35-54	Hommes 25-34	Hommes 35-54	Femmes 25-34	Femmes 35-54
Année								
1984	0,542 (0,009)	0,693 (0,007)	0,467 (0,009)	0,457 (0,009)	-	-	-	-
1986	0,504 (0,010)	0,672 (0,007)	0,429 (0,011)	0,464 (0,009)	0,262	0,378	0,276	0,319
1987	0,496 (0,008)	0,676 (0,007)	0,431 (0,010)	0,468 (0,008)	0,256	0,370	0,273	0,323
1988	0,509 (0,010)	0,675 (0,007)	0,430 (0,011)	0,496 (0,009)	0,255	0,370	0,277	0,338
1989	0,517 (0,011)	0,689 (0,008)	0,432 (0,012)	0,508 (0,010)	0,247	0,362	0,273	0,343
1990	0,491 (0,010)	0,692 (0,008)	0,448 (0,012)	0,505 (0,009)	0,245	0,361	0,277	0,350
1991	-	-	-	-	0,241	0,357	0,277	0,357
1992	-	-	-	-	0,238	0,355	0,282	0,365
1993	0,469 (0,017)	0,687 (0,013)	0,463 (0,019)	0,542 (0,015)	0,232	0,353	0,279	0,368
1994	0,492 (0,017)	0,710 (0,013)	0,443 (0,019)	0,558 (0,016)	0,221	0,344	0,270	0,366
1995	0,454 (0,017)	0,672 (0,012)	0,427 (0,018)	0,539 (0,015)	0,212	0,338	0,262	0,365
1996	0,439 (0,010)	0,632 (0,008)	0,409 (0,011)	0,519 (0,010)	0,203	0,329	0,251	0,360
1997	0,426 (0,010)	0,625 (0,008)	0,404 (0,011)	0,507 (0,010)	0,197	0,322	0,240	0,350
Changement (%) entre 1986 et 1997	-15,5%	-7,0%	-5,8%	9,3%	-24,8%	-14,8%	-13,0%	9,7%
Changement (%) entre 1993 et 1997	-9,2%	-9,0%	-12,7%	-6,5%	-15,1%	-8,8%	-14,0%	-4,9%

\* L'échantillon utilisé dans l'EASEA-EDTR est constitué de travailleurs rémunérés âgés de 25 à 54 ans travaillant en décembre. Les chiffres se rapportent à l'emploi principal occupé en décembre. L'emploi principal est l'emploi comportant le nombre le plus élevé d'heures hebdomadaires. Il n'y a pas d'enquête-ménage qui fournit des données sur la protection en matière de pensions pour les années 1985, 1991 et 1992. L'erreur type figure entre parenthèses. L'erreur type est corrigée en fonction du design complexe des enquêtes.

\*\* L'échantillon utilisé dans la BDAL est constitué de déclarants fiscaux âgés de 25 à 54 ans ayant des gains annuels (salaires et traitements plus un revenu net d'un travail indépendant) de 1 000 \$ au moins en dollars constants de 1994. La BDAL ne comporte pas de données sur le pourcentage de déclarants fiscaux versant une cotisation positive à un RPA contributif avant 1986.

**Tableau 2 : Pourcentage de déclarants fiscaux ayant un facteur d'équivalence positif, 1991-1997. \***

Ensemble de données	Banque de données administratives longitudinales (BDAL)			
	Hommes 25-34	Hommes 35-54	Femmes 25-34	Femmes 35-54
Année				
1991	35,7	49,8	34,3	41,6
1992	35,3	49,7	35,1	42,9
1993	34,0	48,9	34,9	43,5
1994	32,2	47,4	33,6	42,9
1995	31,7	47,2	33,1	43,3
1996	30,8	46,2	31,9	42,9
1997	30,3	45,2	31,7	42,8
Changement (%) entre 1991 et 1997	-15,1 %	-9,2 %	-7,6 %	2,9 %
Changement (%) entre 1993 et 1997	-10,9 %	-7,6 %	-9,2 %	-1,6 %

\* L'échantillon est constitué d'individus âgés de 25 à 54 ans ayant des gains annuels (salaires et traitements plus un revenu net d'un travail indépendant) de 1 000 \$ au moins en dollars constants de 1994.

**Tableau 3 : Protection offerte aux jeunes travailleurs et aux travailleurs d'âge intermédiaire par les pensions, 1986 et 1997.**

Variables	HOMMES				FEMMES			
	25-34 ans		35-54 ans		25-34 ans		35-54 ans	
	1986	1997	1986	1997	1986	1997	1986	1997
<b>Tous</b>	50,4	42,6	67,2	62,5	42,9	40,4	46,4	50,7
<b>Statut syndical</b>								
Syndiqué	78,1	78,4	84,7	89,8	71,7	80,0	76,4	84,9
Non syndiqué	33,0	30,3	51,2	43,4	28,1	25,0	28,4	30,8
<b>Secteur</b>								
Agriculture et pêches	8,0	-	-	-	-	-	-	-
Foresterie et mines	63,6	-	69,3	64,8	-	-	-	-
Construction	31,9	29,7	41,7	46,7	-	-	-	-
Fabrication	54,8	50,2	71,1	66,0	35,7	40,2	41,6	43,7
Services de distribution	60,8	53,0	68,6	62,4	53,7	50,3	53,0	50,8
Services aux entreprises	37,0	33,2	59,2	54,2	42,6	46,6	39,9	45,0
Services aux consommateurs	27,1	23,9	35,9	31,4	20,7	14,4	16,8	21,8
Services au public	71,2	65,9	86,2	90,2	58,1	58,9	65,1	70,9
<b>Profession</b>								
Professionnels/gest.	49,8	44,1	73,7	61,6	49,5	53,4	56,8	58,9
Sciences naturelles/sociales	59,9	51,1	80,5	79,2	56,4	57,3	67	71,3
Commis	62,4	46,7	79,3	72,7	46,0	39,8	48,5	49,1
Ventes	33,6	32,2	39,5	39,5	26,7	20,6	19,0	33,2
Services	45,6	41,4	62	62,9	19,6	19	25,4	24,1
Primaire/transformation	50,4	39,1	64,6	60,9	26,9	33,1	27,7	29,4
Construction	48,8	36,0	58,9	59,6	-	-	-	20,2
Autre	48,9	48,5	63,0	56,8	40,0	-	-	-
<b>Niveau de scolarité</b>								
Pas de diplôme universitaire	49,4	40,9	64,1	59,8	39,8	35,9	42,6	45,8
Diplôme universitaire	54,9	48,9	78,9	72,1	56,6	53,3	67,1	69,2
<b>Situation</b>								
Temps plein	51,9	44,8	68,2	64,0	49,3	45,5	54,7	57,9
Temps partiel	16,1	15,7	27,5	24,7	20,4	24,6	22,5	28,9
Taille de l'échantillon	6 051	3 484	7 880	6 747	5 028	3 250	6 418	6 463

Nota : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés âgés de 25 à 54 ans travaillant à leur emploi principal en décembre.

- : chiffres trop faibles pour être signalés.

Source : Enquête sur l'activité de 1986  
Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1997

**Tableau 4 : Changements de distribution de l'emploi, 1986 et 1997.**

Variables	HOMMES				FEMMES			
	25 à 34 ans		35 à 54 ans		25 à 34 ans		35 à 54 ans	
	1986	1997	1986	1997	1986	1997	1986	1997
Syndiqué	38,6	25,6	47,9	41,1	34,0	28,0	37,6	36,9
Non syndiqué	61,4	74,4	52,1	58,9	66,0	72,0	62,4	63,1
<b>Secteur</b>								
Agriculture et pêches	1,5	-	0,8	1,6	0,9	-	1,0	1,1
Foresterie et mines	4,5	3,2	4,2	3,3	0,9	-	0,6	-
Construction	6,8	9,8	6,9	6,9	1,1	-	1,1	1,1
Fabrication	25,9	24,9	26,3	24,6	12,6	12,3	13,7	10,0
Services de distribution	20,3	15,0	17,9	19,7	8,5	7,7	7,5	8,7
Services aux entreprises	8,6	12,2	7,5	9,8	16,7	16,7	11,4	14,3
Services aux consommateurs	17,1	20,0	10,9	13,6	22,9	28,1	21,8	21,6
Services au public	15,4	13,5	25,6	20,5	36,4	32,5	42,9	42,4
<b>Profession</b>								
Professionnels/gestion.	13,4	11,7	18,9	18,2	11,9	15,3	11,1	15,6
Sciences naturelles/sociales	13,6	15,2	15,4	14,7	23,5	24,7	24,7	26,5
Commis	7,1	6,7	5,7	5,2	34,6	23,6	30,4	28,3
Ventes	8,0	7,8	5,8	6,4	7,0	9,0	7,9	7,6
Services	7,6	9,7	8,5	8,9	11,5	16,0	13,8	11,4
Primaire/transformation	26,4	26,3	24,3	25,1	6,8	6,5	8,6	6,0
Construction	8,7	9,5	8,8	8,0	0,2	-	0,2	-
Autre	15,3	13,1	12,6	13,6	4,4	4,6	3,1	4,5
<b>Niveau de scolarité</b>								
Pas de diplôme universitaire	82,2	78,5	78,8	78,0	81,4	74,3	84,6	79,1
Diplôme universitaire	17,8	21,5	21,2	22,0	18,6	25,7	15,4	20,9
<b>Situation</b>								
Temps plein	95,8	92,6	97,6	96,1	77,9	75,5	74,3	75,1
Temps partiel	4,2	7,4	2,4	3,9	22,1	24,5	25,7	24,9
<b>Salaires horaires réels moyens</b>								
(En dollars constants de 1986)	12,27 \$	12,09 \$	15,33 \$	15,16 \$	10,11 \$	10,19 \$	10,69 \$	11,56 \$
Taille de l'échantillon	6 051	3 484	7 880	6 747	5 028	3 250	6 418	6 463

Nota : L'échantillon est constitué de travailleurs rémunérés âgés de 25 à 54 ans travaillant à leur emploi principal en décembre.

- : chiffres trop faibles pour être signalés.

Source : Enquête sur l'activité de 1986  
Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1997

**Tableau 5 : Sources des changements du taux de protection offert par les pensions entre 1986 et 1997.**

Modèle	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
<b>Variable indépendante</b>	Salaires horaires exclus			Salaires horaires inclus			Salaires horaires exclus			Salaires horaires inclus		
Profession	-0,06	-0,08	-0,10	-0,04	-0,06	-0,08	-0,31	-0,29	-0,33	-0,27	-0,23	-0,26
Province	0,08	0,09	0,11	0,03	0,03	0,04	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,02
Scolarité	0,13	0,12	0,15	0,02	-0,01	-0,01	0,05	0,06	0,07	0,01	0,01	0,01
Âge	0,34	0,37	0,48	0,23	0,24	0,32	0,06	0,06	0,07	0,04	0,04	0,05
Temps partiel	-0,76	-1,00	-1,29	-0,81	-1,12	-1,49	-0,46	-0,47	-0,53	-0,47	-0,48	-0,55
Syndicat	-4,95	-4,82	-6,26	-4,57	-4,34	-5,77	-2,01	-1,99	-2,28	-1,97	-1,87	-2,16
Secteur	-3,10	-3,07	-3,99	-2,85	-2,79	-3,71	-1,67	-1,67	-1,90	-1,63	-1,64	-1,88
Salaires horaires	-	-	-	-0,22	-0,25	-0,33	-	-	-	-0,17	-0,22	-0,25
Total expliqué	-8,32	-8,41	-10,90	-8,21	-8,30	-11,03	-4,34	-4,30	-4,91	-4,45	-4,40	-5,07
Total inexpliqué	0,55	0,60	0,85	0,44	0,50	0,43	-0,44	-0,40	3,32	-0,31	-0,30	2,99
Changement total	-7,77	-7,81	-	-7,76	-7,80	-	-4,78	-4,70	-	-4,77	-4,70	-
Changement approximatif	-	-	-10,05	-	-	-10,60	-	-	-1,60	-	-	-2,08
Erreur d'approximation	-	-	0,09	-	-	0,12	-	-	-0,03	-	-	-0,05
Changement prédit	-	-	-9,96	-	-	-10,48	-	-	-1,63	-	-	-2,13
	<b>Femmes âgées de 25 à 34 ans</b>						<b>Femmes âgées de 35 à 54 ans</b>					
<b>Modèle</b>	<b>MPL</b>	<b>E-M</b>	<b>D-R</b>	<b>MPL</b>	<b>E-M</b>	<b>D-R</b>	<b>MPL</b>	<b>E-M</b>	<b>D-R</b>	<b>MPL</b>	<b>E-M</b>	<b>D-R</b>
<b>Variable indépendante</b>	Salaires horaires exclus			Salaires horaires inclus			Salaires horaires exclus			Salaires horaires inclus		
Profession	0,11	0,03	0,04	0,01	-0,12	-0,15	0,96	0,72	1,39	0,82	0,76	1,01
Province	-0,04	-0,04	-0,05	-0,02	-0,02	-0,02	-0,21	-0,18	-0,35	-0,20	-0,26	-0,35
Scolarité	0,39	0,42	0,53	0,15	0,14	0,18	0,25	0,20	0,38	0,09	-0,06	-0,08
Âge	0,32	0,37	0,47	0,25	0,29	0,38	0,04	0,02	0,05	0,02	0,03	0,04
Temps partiel	-0,55	-0,66	-0,84	-0,57	-0,70	-0,90	0,20	0,16	0,31	0,20	0,25	0,33
Syndicat	-2,28	-2,16	-2,75	-2,10	-1,97	-2,54	-0,24	-0,16	-0,32	-0,23	-0,22	-0,30
Secteur	-2,59	-2,76	-3,51	-2,42	-2,56	-3,30	-0,15	-0,06	-0,11	-0,19	-0,24	-0,32
Salaires horaires	-	-	-	0,11	0,12	0,16	-	-	-	0,51	1,45	1,93
Total expliqué	-4,64	-4,80	-6,10	-4,60	-4,80	-6,20	0,85	0,70	1,35	1,03	1,70	2,26
Total inexpliqué	2,12	2,30	3,46	2,08	2,30	3,47	3,46	3,60	7,73	3,28	2,60	6,86
Changement total	-2,52	-2,50	-	-2,52	-2,50	-	4,31	4,30	-	4,31	4,30	-
Changement approximatif	-	-	-2,65	-	-	-2,73	-	-	9,08	-	-	9,12
Erreur d'approximation	-	-	0,04	-	-	0,04	-	-	0,12	-	-	0,12
Changement prédit	-	-	-2,61	-	-	-2,69	-	-	9,20	-	-	9,24

Nota :MPL : modèle de probabilité linéaire. E-M : méthode d'Even-MacPherson. D-R : méthode de Doiron-Riddell. La somme des composantes ne correspond pas nécessairement au total partiel ou au total à cause de l'arrondissement.

Source : Calculs des auteurs tirés de l'Enquête sur l'activité de 1986 et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1997.

**Tableau 6 : Cotisations moyennes versées à des RPA et à des REER, 1986-1997.**

<b>Hommes âgés de 25 à 34 ans</b>				<b>Hommes âgés de 35 à 54 ans</b>			
Cotisations versées à des :				Cotisations versées à des :			
Année	(1) RPA (\$)	(2) REER (\$)	(3) RPA et REER (\$)	Année	(4) RPA (\$)	(5) REER (\$)	(6) RPA et REER (\$)
1986	430	670	1100	1986	890	1500	2390
1987	410	560	970	1987	850	1500	2350
1988	400	710	1110	1988	850	1500	2350
1989	380	700	1080	1989	830	1400	2230
1990	380	690	1070	1990	840	1300	2140
1991	380	800	1180	1991	830	1700	2530
1992	390	870	1260	1992	850	1800	2650
1993	370	1000	1370	1993	830	2000	2830
1994	350	1100	1450	1994	810	2200	3010
1995	330	1300	1630	1995	780	2400	3180
1996	310	1600	1910	1996	750	2600	3350
1997	300	1600	1900	1997	710	2600	3310

  

<b>Femmes âgées de 25 à 34 ans</b>				<b>Femmes âgées de 35 à 54 ans</b>			
Cotisations versées à des :				Cotisations versées à des :			
Année	(7) RPA (\$)	(8) REER (\$)	(9) RPA et REER (\$)	Année	(10) RPA (\$)	(11) REER (\$)	(12) RPA et REER (\$)
1986	350	460	810	1986	520	860	1380
1987	340	380	720	1987	530	900	1430
1988	340	480	820	1988	540	950	1490
1989	330	470	800	1989	540	910	1450
1990	350	470	820	1990	580	880	1460
1991	350	540	890	1991	610	1000	1610
1992	370	600	970	1992	650	1100	1750
1993	380	730	1110	1993	670	1300	1970
1994	360	820	1180	1994	680	1400	2080
1995	340	930	1270	1995	660	1500	2160
1996	330	1100	1430	1996	640	1700	2340
1997	310	1100	1410	1997	620	1700	2320

\* L'échantillon est constitué d'individus âgés de 25 à 54 ans ayant des gains annuels (c'est-à-dire des salaires et traitements plus un revenu net d'un travail indépendant) de 1 000 \$ au moins en dollars constants de 1994. Les chiffres sont exprimés en dollars constants de 1994.

Source : Banque de données administratives longitudinales, Statistique Canada.

**Tableau 7 : Cotisations moyennes versées à des RPA et à des REER, selon le quintile de la distribution des gains (propres à l'âge-sexe).\***

Hommes âgés de 25 à 34 ans												
Année	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Quintile												
1 <sup>er</sup>	100	70	120	110	100	120	130	140	140	160	180	170
2 <sup>e</sup>	370	300	420	410	390	380	410	440	450	520	620	600
3 <sup>e</sup>	800	690	830	810	800	800	820	880	980	1100	1300	1200
4 <sup>e</sup>	1500	1300	1500	1500	1500	1600	1700	1800	1900	2200	2400	2400
5 <sup>e</sup>	2800	2500	2700	2600	2600	3000	3300	3700	3900	4400	4800	5000
Hommes âgés de 35 à 54 ans												
Année	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Quintile												
1 <sup>er</sup>	450	480	520	440	380	460	440	490	530	570	630	610
2 <sup>e</sup>	1300	1400	1400	1300	1200	1300	1300	1400	1400	1600	1700	1600
3 <sup>e</sup>	2100	2100	2200	2200	2100	2100	2300	2400	2500	2700	2900	2900
4 <sup>e</sup>	2900	3000	3000	2900	2800	3200	3400	3600	3800	4000	4300	4300
5 <sup>e</sup>	5000	4900	4900	4500	4300	5500	5900	6400	6600	7000	7300	7300
Femmes âgées de 25 à 34 ans												
Année	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Quintile												
1 <sup>er</sup>	60	60	70	50	50	80	90	100	100	120	130	120
2 <sup>e</sup>	200	180	220	200	210	230	250	300	330	370	400	370
3 <sup>e</sup>	490	430	500	510	510	540	590	650	720	810	880	850
4 <sup>e</sup>	1000	900	1000	990	1000	1100	1100	1300	1400	1500	1700	1700
5 <sup>e</sup>	2300	2100	2300	2200	2300	2600	2800	3200	3400	3600	4000	4000
Femmes âgées de 35 à 54 ans												
Année	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Quintile												
1 <sup>er</sup>	190	190	210	160	160	210	220	280	310	320	360	360
2 <sup>e</sup>	460	480	570	540	550	580	630	730	780	850	910	930
3 <sup>e</sup>	1000	1000	1100	1100	1100	1200	1300	1400	1500	1600	1800	1800
4 <sup>e</sup>	1800	1800	1900	1900	1900	2000	2200	2400	2600	2700	3000	3000
5 <sup>e</sup>	3500	3600	3600	3500	3500	4200	4500	4900	5100	5300	5700	5700

\* L'échantillon est constitué d'individus âgés de 25 à 54 ans ayant des gains annuels (c'est-à-dire des salaires et traitements plus un revenu net d'un travail indépendant) de 1 000 \$ au moins en dollars constants de 1994. Les chiffres sont exprimés en dollars constants de 1994.

Source : Banque de données administratives longitudinales, Statistique Canada.