

*Programmes de la
sécurité du revenu
Analyse des facteurs qui
influencent sur les décisions de
planification et de prise de retraite*

*Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada*

*Rédigé par :
Morley Gunderson*

mai 2001

Table des matières

1. Contexte	1
2. Données	3
3. Répartition selon l'âge prévu de la retraite.....	5
4. Statistiques descriptives des variables qui influent sur la retraite	9
5. Régression selon l'âge prévu de la retraite : sans les cas de « retraite exclue »	13
6. Régression selon l'âge prévu de la retraite : imputation à l'égard des cas de « retraite exclue ».....	17
7. Analyse de la régression selon la décision de retraite effective.....	21
8. Examen sommaire des résultats de régression	25
Annexe 1 Coefficients de régression logistique et variation des probabilités (dp/dx) par rapport aux coefficients de régression MCO, équations de la retraite	45

Liste de tableaux

Tableau 1A	Âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus).....	29
Tableau 1B	Âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus : imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue » en fonction de l'espérance de vie des intéressés)	30
Tableau 1C	Âge prévu de la retraite (personnes actives de 16 à 44 ans).....	31
Tableau 1D	Âge prévu de la retraite (personnes actives de 16 à 44 ans : imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue » en fonction de l'espérance de vie des intéressés).....	32
Tableau 2A	Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »).....	33
Tableau 2B	Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus avec les cas de retraite « exclue »).....	35
Tableau 2C	Statistiques descriptives des variables qui influent sur la décision de retraite (personnes actives de 45 ans et plus)	37
Tableau 3A	Âge prévu de la retraite : régression MCO (personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)	39
Tableau 3B	Âge prévu de la retraite : régression MCO (personnes actives de 45 ans et plus; imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue »)	41
Tableau 3C	Décision de retraite effective : régression MCO (personnes actives de 45 ans et plus).....	43

1. Contexte

La décision de prendre sa retraite est essentiellement la décision de se retirer du marché du travail. Elle peut ainsi faire l'objet d'une « modélisation » classique dans une perspective économique de choix revenus-loisirs¹. Quelqu'un prend sa retraite si l'utilité ou le bien-être prévu à la retraite l'emporte à ses yeux sur le bien-être consécutif à une poursuite de l'activité. Il s'agit là d'un calcul prospectif fondé sur une prévision des facteurs qui entreront respectivement en jeu si on prend sa retraite ou continue à travailler.

Ce cadre nous donne une façon commode d'analyser l'effet à prévoir sur la décision de retraite d'une grande diversité de facteurs susceptibles d'influer sur une telle décision. On peut entre autres mentionner les caractéristiques personnelles et professionnelles et les circonstances familiales, ainsi que les facteurs institutionnels, et notamment les incitations financières qu'offrent les régimes de retraite, publics ou privés, comme le démontrent les simulations.

Notre propos sera de soumettre à une analyse économétrique le large éventail de facteurs que l'on croit influencer sur la décision de prendre sa retraite. Nous ferons appel à cette fin au cycle 9 de l'Enquête sociale générale (ESG) de Statistique Canada, qui est actuellement la meilleure base de données dont nous disposons pour une étude semblable de l'évolution des tendances de la retraite au Canada. L'analyse s'articulera autour de deux mesures de la retraite, qui seront nos variables dépendantes : mesure par auto déclaration de l'âge prévu de la retraite des enquêtés et mesure de la décision de retraite effective d'un groupe de candidats à la retraite.

L'analyse se déroulera ainsi : premièrement, nous décrirons brièvement l'ensemble de données et son organisation; deuxièmement, nous présenterons séparément la répartition selon l'âge prévu de retraite pour les gens âgés de 45 ans et plus et les plus jeunes de 16 à 44 ans; troisièmement, nous examinerons succinctement les variables explicatives devant servir à notre analyse de régression; quatrièmement, nous exposerons séparément les résultats économétriques de cette analyse pour l'âge prévu et la décision effective de retraite; cinquièmement, nous récapitulerons l'ensemble des résultats.

¹ Au nombre des études antérieures qui utilisent ce cadre, on compte Boskin (1977), Boskin et Hurd (1978) et Quinn (1977).

2. Données

L'analyse économétrique est fondée sur le cycle 9 de l'Enquête sociale générale (ESG), volet réalisé en 1994, qui a notamment porté sur l'évolution des tendances de la retraite au Canada. Alors que la série ESG de Statistique Canada traite des phénomènes sociaux en général et distingue les facteurs démographiques, les caractéristiques sociales et les conditions de vie, le cycle 9 a pour objet les questions de travail et de retraite. Il convient donc tout à fait à une analyse des facteurs qui influent sur la décision de prendre sa retraite. D'autres cycles réalisés d'autres années et repris tous les cinq ans sont consacrés à d'autres questions notamment : santé, emploi du temps, risques personnels, liens de famille et d'amitié.

Nous avons retenu les variables explicatives suivantes comme éventuels facteurs déterminants de la décision de retraite : sexe, instruction, âge, état de santé, situation du conjoint, revenu hors du marché du travail, région, application d'une convention collective, secteur d'activité et prestige professionnel².

La population visée par l'ESG est l'ensemble des habitants de 15 ans et plus des 10 provinces, sans la population résidant en établissement à plein temps. L'échantillon du cycle 9 comprend 11 876 enquêtés avec une représentation disproportionnée du groupe d'âge 55-74 ans, puisqu'il est question de la retraite. L'enquête a pris la forme d'entrevues téléphoniques assistées par ordinateur.

Dans notre analyse, nous avons employé deux variables dépendantes, à savoir 1) l'âge prévu de retraite des non-retraités³ et 2) la décision de retraite effective décrite par une variable auxiliaire à double code (1 en cas de retraite effective les 5 années précédentes [1990-1994; RET90 = 1] et 0 en cas de maintien de l'activité). Nous avons dû nous reporter à cette période de cinq ans parce que les fichiers à grande diffusion regroupent les retraités par tranches d'années de retraite (1990-1994, 1985-1989, 1980-1984, etc.).

Comme l'accent était mis sur les prévisions ou les décisions de retraite, l'ensemble de données ne devait décrire que les gens qui travaillaient ou avaient travaillé, et qui devaient vraisemblablement prévoir ou décider de prendre leur retraite, d'où le recours à certaines « grilles » ou filtres pour la sélection de ces personnes.

Le filtrage du sous-échantillon visant à analyser l'âge prévu de la retraite a d'abord consisté à choisir les gens qui avaient indiqué un âge prévu de retraite, sans oublier ceux

² En dehors de l'effet d'accumulation individuelle de droits à la retraite, d'importants facteurs déterminants de la décision de prendre sa retraite n'ont pu être pris en compte dans ces estimations : employabilité par catégorie professionnelle en 1995, macrodéterminants à l'échelle de l'économie de la demande qui s'attache à diverses catégories de travailleurs plus âgés (à condition que les intéressés soient désireux et capables de travailler). Il a été difficile de caractériser la situation professionnelle de ces gens.

³ Le code mnémotechnique de cette variable est DVEXREAG. Dans le texte, de tels codes figurent tous en majuscules.

qui avaient « dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite » (DVEXREAG < 997)⁴. (Nous détaillerons plus loin notre traitement de ces cas de « retraite exclue ») Sur l'échantillon initial de 11 876 personnes, nous avons prélevé un sous-échantillon de 6 042 personnes.

Il fallait ensuite choisir les gens qui, comme principale activité au cours des 12 derniers mois, avaient exercé un emploi ou s'étaient occupés d'une entreprise (DVG2 = 1), ce qui a permis de réduire la taille de l'échantillon à 4 180, soit 1 518 personnes de 45 ans et plus (DVAGEGR > 7) et 2 662 de 16 à 44 ans. Ce sont les tailles d'échantillon de la mise en tableaux simple selon l'âge prévu de la retraite; les données sur les gens de 45 ans et plus figurent aux tableaux 1A et 1B et celles des gens de 16 à 44 ans, aux tableaux 1C et 1D.

Nous avons limité l'analyse économétrique de l'âge *prévu* de retraite au sous-échantillon de 1 518 personnes de 45 ans et plus, puisque nous voulions vérifier l'importance de facteurs institutionnels comme l'existence de régimes de retraite d'employeurs. Ces employés étaient les plus susceptibles de connaître les caractéristiques de leur régime de retraite et de se laisser influencer par elles dans leur planification de retraite.

Par ailleurs, nous avons limité l'analyse économétrique de la décision de retraite *réelle* au sous-échantillon des retraités éventuels qui prennent la décision de quitter le marché du travail ou d'y demeurer. Nous avons ainsi choisi les gens de 45 ans et plus (DVAGEGR > 7) qui, comme principale activité il y a cinq ans, exerçaient un emploi ou s'occupaient d'une entreprise (DVACT5YR = 1). Nous avons dû nous reporter à l'activité principale d'il y a cinq ans parce que les décisions relatives à la retraite étaient fondées sur les cinq dernières années (1990-1994). De l'échantillon initial de 11 876 personnes, nous avons ainsi dégagé un sous-échantillon de 2 692 candidats à la retraite⁵, dont 487 ou 18 p. 100 avaient effectivement pris leur retraite au cours des cinq dernières années (1990-1994).

Comme il s'agissait de voir quels gens avaient pris leur retraite les cinq années précédentes (1990-1994), il fallait connaître le secteur d'activité et la profession des intéressés et aussi savoir si ceux-ci relevaient d'une convention collective et participaient au régime de retraite de l'employeur immédiatement avant ces cinq ans⁶. Il aurait en effet été impossible de prendre les données actuelles (1994) s'ils avaient déjà pris leur retraite, puisque dans ce cas ils n'auraient ni secteur d'activité, ni profession, ni convention collective, ni régime de retraite d'employeur.

⁴ Les codes indiquent l'âge prévu de retraite pour ceux qui en ont mentionné un; on a attribué le code 996 aux cas de « retraite exclue », 997 aux cas « s.o. », 998 aux cas « ne sait pas » et 999 aux cas de non-déclaration. Ainsi, les codes inférieurs à 997 décrivent tous les gens qui ont mentionné un âge prévu de retraite, ainsi que ceux qui ont dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite.

⁵ C'est la taille d'échantillon de l'analyse de la décision de retraite réelle figurant aux tableaux 2C et 3C. Il n'y a aucune correspondance avec les chiffres des tableaux portant sur l'âge prévu de retraite.

⁶ Il a fallu employer les variables suivantes de la liste de codage du cycle 9 de l'ESG : branche d'activité il y a cinq ans : DVIND5YR pour les personnes retraitées ou occupant actuellement un emploi; profession PINEO il y a cinq ans : DV5YRPIN pour les personnes retraitées ou occupant actuellement un emploi; application d'une convention collective : DVCON5YR pour les retraités et H42A = 1 (syndiqué) ou H43B = 1 (non-syndiqué, mais relevant d'une convention collective) pour les personnes occupant un emploi; participation à un régime de retraite d'employeur : K13 = 1 pour les retraités (ayant reçu un revenu de retraite d'un employeur) et H34A = 1 pour les personnes occupant actuellement un emploi (relevant d'un régime de retraite d'employeur).

3. Répartition selon l'âge prévu de la retraite

Personnes actives de 45 ans et plus : Le tableau 1A répartit selon l'âge prévu (et auto déclaré) de la retraite les 1 518 personnes actives de 45 ans et plus qui ne sont donc pas encore retraitées dans l'ensemble de données⁷. On observe nettement de grandes « pointes » ou une concentration à certains âges, ainsi que l'évoque la section 4, notamment à 65 ans (25 p. 100 des répondants), 60 ans (21 p. 100) et 55 ans (13 p. 100).

Dans l'ensemble, presque 60 p. 100 des répondants qui ont fait part de leurs préférences en matière de retraite, et qui n'étaient pas encore retraités, prévoyaient quitter à l'un de ces trois âges. Bien sûr, nous ne prenons pas en compte ici les gens qui étaient déjà retraités à ces âges, car ils ne faisaient pas partie de notre ensemble de données, lequel comprenait uniquement les personnes non encore retraitées qui pouvaient, par conséquent, indiquer un âge prévu de retraite.

À la dernière colonne des pourcentages cumulés, on peut voir que sur le nombre de personnes de 45 ans et plus non encore retraités, 17 p. 100 prévoyaient quitter à 55 ans, 45 p. 100 à 60 ans et presque 80 p. 100 à 65 ans.

Autre résultat digne de mention au tableau, 17 p. 100 des répondants qui ont parlé de l'âge de leur retraite ont dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite (dernière ligne). Le chiffre est important, surtout si on considère qu'une proportion appréciable des enquêtés devraient se plier à une politique de retraite obligatoire. Bien que les intéressés n'aient eu qu'à quitter leur emploi, et pas nécessairement le marché du travail comme tel, l'obligation de prendre sa retraite à un certain âge demeurerait un facteur restrictif pour la plupart des employés.

Le grand nombre d'enquêtés ayant dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite semble indiquer que la répartition selon l'âge prévu de retraite serait bien plus concentrée à des âges plus avancés si ces gens faisaient partie de la répartition. En d'autres termes, il y aurait bien plus que le petit nombre des gens qui prévoyaient prendre leur retraite après 65 ans si les 17 p. 100 de travailleurs n'ayant exprimé aucune intention de quitter leur emploi entraient dans la répartition pour ces âges de retraite plus tardifs. Il faudrait manifestement considérer que ces travailleurs planifient de prendre leur retraite à un âge « avancé » puisqu'ils ont affirmé qu'ils ne prendraient jamais leur retraite. Reste à savoir quel âge on devrait fixer dans ces cas.

⁷ Les tableaux comprennent les 1 518 personnes qui ont dit avoir l'intention de prendre leur retraite à tel ou tel âge ou ne pas avoir l'intention de quitter leur emploi. Sont exclus les 1 306 enquêtés qui ont dit « ne pas savoir » et les 46 qui n'ont pas indiqué l'âge où ils prévoyaient prendre leur retraite. Ces deux derniers groupes n'entrent jamais dans l'analyse.

On peut raisonnablement supposer que si on déclare ne pas vouloir prendre sa retraite, c'est qu'on a l'intention de travailler le reste de sa vie. Le décès pourrait être la limite supérieure pour l'âge prévu de retraite, car on peut avoir à quitter le marché du travail pour cause de maladie avant même de décéder, bien que tel soit aussi le cas pour tous ceux qui ont indiqué un âge prévu de retraite. Pour éclairer notre propos, il serait peut-être bon de répartir les cas de « retraite exclue » aux derniers âges prévus de retraite. Une telle répartition hypothétique pourrait être établie en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés.

Personnes actives de 45 ans et plus qui « excluent toute retraite » : imputation au moyen de l'espérance de vie : Le tableau 1B répartit essentiellement les cas de « retraite exclue » aux derniers âges prévus de retraite en fonction du reste de leur espérance de vie. L'espérance de vie résiduelle ou conditionnelle est celle qui convient, car à un âge plus avancé, elle l'emporte considérablement chez les « survivants » sur l'espérance de vie inconditionnelle à la naissance. Ayant déjà survécu jusqu'à un certain âge, les intéressés ont sans doute des caractéristiques propres à leur conférer une espérance de vie supérieure à celle d'une personne moyenne née la même année.

Pour l'essentiel, les gens qui ont dit exclure toute retraite se voient attribuer dans notre analyse un âge prévu de retraite égal à leur âge donné, plus le reste de leur espérance de vie⁸. Le calcul se fait séparément pour les hommes et les femmes, ces dernières ayant une espérance de vie bien plus grande (quatre ans de plus que les hommes à l'âge de 65 ans)⁹.

Comme l'indique le tableau 1B, si on attribue un âge prévu de retraite aux cas de « retraite exclue » en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés, les valeurs aux âges plus tardifs deviennent encore plus importantes. Les « pointes » précédentes que nous retrouvons à 65, 60 et 55 ans demeurent mais, une fois la correction apportée, nous constatons qu'une proportion appréciable de personnes actives ont l'intention de prendre leur retraite à 75 ans et plus.

Il y aurait donc une importante demande latente de retarder le moment de la retraite à un âge postérieur à l'âge normal de la retraite (65 ans). C'est ce qu'on constate si l'on prend en compte les cas de retraite exclue (comme au tableau 1A) ou qu'on répartit ces cas sur

⁸ Les chiffres sur l'espérance de vie conditionnelle sont fournis par Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, publication n° 84-537 au catalogue, 1995.

⁹ Ainsi, un homme âgé de 47 ans qui a dit ne pas avoir l'intention de prendre sa retraite se verrait attribuer 77 ans comme âge de retraite pour une espérance de vie résiduelle de 30 ans. Un homme de 52 ans (de cinq ans plus âgé) obtiendrait 78 ans en fonction d'une espérance de vie résiduelle de 26 ans. En réalité, bien qu'il ait cinq ans de plus, son espérance de vie résiduelle diminue de quatre ans seulement — et non de cinq —, car l'espérance de vie conditionnelle augmente dans les cohortes de survivants. Comme l'espérance de vie conditionnelle augmente d'un an (de 77 à 78 ans) chez les gens ayant cinq ans de plus, l'âge prévu de retraite est lui aussi majoré d'un an dans leur cas. C'est pourquoi on observe une certaine « concentration » selon l'âge prévu de retraite, une plus grande espérance de vie résiduelle venant quelque peu compenser l'effet du vieillissement.

À une femme âgée de 47 ans, on attribuerait 83 ans (contre 77 chez les hommes) comme âge prévu de retraite en fonction d'une plus grande espérance de vie résiduelle de 36 ans. Ainsi, les femmes qui ont dit exclure toute retraite obtiendraient un âge prévu de retraite postérieur à celui des hommes du fait de leur plus grande espérance de vie résiduelle.

les âges prévus de retraite plus tardifs d'après le reste d'espérance de vie des intéressés (comme au tableau 1B). Que cette demande latente de reporter l'âge de la retraite traduise le désir de continuer à travailler par satisfaction professionnelle ou par nécessité économique, elle ne peut être établie avec précision à partir d'une répartition simple selon l'âge prévu de retraite.

Pour l'essentiel, si on observe une « concentration » considérable à 65, 60 et 55 ans relativement à la planification de la retraite, il subsiste quand même une ample diversité sur ce plan. Soixante-cinq ans est l'âge prévu de retraite le plus fréquent, mais c'est l'âge de la retraite pour un peu plus du cinquième seulement des travailleurs plus âgés qui ont indiqué un âge prévu de retraite ou exprimé l'intention de ne pas prendre leur retraite. Il existe une diversité considérable des âges prévus de retraite avec quelques pointes bien définies.

Ces dernières semblent s'expliquer par deux facteurs. D'abord, elles s'observent aux âges qui caractérisent les régimes de retraite publics et privés. Plus précisément, 65 ans est l'âge d'admission aux prestations ordinaires du RPC et du RRQ et aussi l'âge de retraite normal des régimes privés de retraite des travailleurs (il s'agit souvent d'un âge de retraite obligatoire). Soixante ans est l'âge d'admissibilité aux prestations anticipées du RPC. Dans les régimes privés de retraite, 60, 61 et 62 ans sont des âges fréquents de préretraite spéciale. Dans ce dernier cas, il n'y a pas de rajustement actuariel pour une réception anticipée et donc plus longue des prestations des régimes. Cinquante-cinq ans est un âge répandu de préretraite subventionnée des régimes privés des travailleurs. Ainsi, ces résultats concordent avec un certain nombre de nos constatations découlant des simulations, que l'on retrouve à la section 4.

Les pointes s'expliquent sans doute aussi par l'« arrondissement des chiffres » aux cinq ans par les répondants, étant donné que (60, 55, 50, etc.) les âges en question s'échelonnent à intervalles de cinq ans autour de l'âge de retraite « normal » de 65 ans. On relève, par exemple, de petites pointes à 50, 70 et 75 ans, alors que rien n'indique que les régimes de retraite publics ou privés offrent des éléments différents d'incitation financière à ces âges. Le fait d'« arrondir » ne saurait néanmoins expliquer les grandes pointes observées à 65, 60 et 55 ans, d'où l'impression que les incitations financières des régimes publics et privés que nous avons déjà évoquées ont une influence marquée sur les âges prévus de retraite.

Personnes actives plus jeunes (16 à 44 ans) : Les tableaux 1C et 1D reprennent l'analyse de l'âge prévu de la retraite pour les gens plus jeunes (16 à 44 ans), en prenant en compte des cas de retraite exclue dans cette catégorie distincte (tableau 1C) et en répartissant les gens dans toutes les catégories d'âge prévu de retraite en fonction du reste de leur espérance de vie (tableau 1D). L'exercice vise principalement à vérifier si les travailleurs plus jeunes ont des perspectives de retraite qui diffèrent nettement de celles de leurs aînés.

Les tableaux indiquent clairement que les travailleurs plus jeunes prévoient prendre leur retraite plus tôt que les travailleurs âgés. Ainsi, si l'on compare le tableau 1C (travailleurs plus jeunes de 16 à 44 ans) au tableau 1A (travailleurs âgés de 45 ans et plus), l'âge prévu

de retraite le plus fréquent (typique) chez les premiers est de 55 ans (31 p. 100) comparativement à 65 ans (25 p. 100) chez les seconds. Un nombre considérable de travailleurs plus jeunes (10 p. 100) prévoient même quitter à 50 ans.

Comme chez les travailleurs âgés, les pointes qui surviennent à des âges précis, par intervalles de cinq ans, sont importantes, mais chez les travailleurs plus jeunes elles se déplacent toutes vers des âges moins avancés. C'est ce qu'illustre peut-être le mieux la répartition cumulative : 45 p. 100 des travailleurs plus âgés prévoient quitter à 60 ans et 47,5 p. 100 (proportion comparable) des travailleurs plus jeunes, à 55 ans. L'effet est encore plus saisissant lorsqu'il est question de la retraite anticipée : 17 p. 100 seulement des travailleurs âgés et 48 p. 100 des travailleurs plus jeunes prévoient quitter à 55 ans.

La tendance à prendre plus tôt sa retraite chez les travailleurs plus jeunes ressort également de comparaisons portant sur les cas de « retraite exclue » : 17 p. 100 des travailleurs âgés qui ont parlé de leur retraite ont dit ne pas avoir l'intention de quitter leur emploi comparativement à 10 p. 100 seulement chez les travailleurs plus jeunes ayant formulé la même affirmation.

On observera aisément des tendances semblables au devancement de l'âge de la retraite et des pointes à des âges plus hâtifs si on répartit les cas de retraite exclue sur les âges prévus de retraite en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés.

La nette tendance au devancement de l'âge de la retraite chez les travailleurs plus jeunes est d'autant plus remarquable que les intéressés jouissent d'une plus grande espérance de vie et peuvent envisager une retraite plus longue. Cette constatation va aussi à l'encontre du stéréotype aujourd'hui répandu selon lequel la génération X est incapable de se payer les luxes de ses parents, et notamment celui de prendre tôt sa retraite après avoir suffisamment économisé. Tel sera particulièrement le cas si les jeunes générations se retrouvent en plus avec des charges financières considérables du fait du financement des prestations que devront servir les régimes par répartition à des personnes âgées de plus en plus nombreuses¹⁰.

Malgré ces facteurs qui jouent contre le devancement de l'âge de la retraite, les travailleurs plus jeunes ont nettement l'intention de prendre leur retraite plus tôt que leurs aînés. Bien sûr, cette intention pourrait ne jamais devenir réalité, mais on peut voir que les travailleurs plus jeunes s'attendent à prendre leur retraite plus tôt et qu'ils sont plutôt nombreux à penser ainsi.

¹⁰ Bien sûr, les jeunes générations pourraient aussi hériter du patrimoine financier considérable des générations précédentes.

4. Statistiques descriptives des variables qui influent sur la retraite

Comme l'ont indiqué l'examen de la documentation et l'examen théorique des facteurs déterminants de la décision de prendre sa retraite, il y aurait une grande diversité de facteurs qui entrent en jeu. Certains font partie de la base de données de l'ESG et figurent à titre de variables explicatives dans l'analyse de régression que nous allons présenter dans cette partie. **Les gens qui ne s'intéressent qu'aux résultats de l'exercice et non pas aux données qui « produisent » ces résultats peuvent très bien sauter la présente section.** Voici des statistiques descriptives retenues : nombre d'observations ou de cas documentés pour chaque variable (d'où une indication des valeurs manquantes), valeurs minimale et maximale, valeur moyenne (proportion des observations de cette catégorie dans le cas des variables indépendantes catégoriques) et variance (c'est-à-dire écart-type).

Nous examinons séparément ces statistiques descriptives pour les trois sous-échantillons exploités dans autant d'analyses de régression présentées plus loin. Dans tous les cas, l'analyse se limite aux gens de 45 ans et plus. Les tableaux de statistiques descriptives diffèrent pour ce qui est de la variable dépendante (âge prévu de retraite aux tableaux 2A et 2B et décision de retraite réelle au tableau 2C). Les régressions ayant pour objet l'âge prévu de retraite varient aussi du fait que l'on ne prend pas en compte dans l'analyse les répondants qui ont dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite (tableau 2A) ou qu'on impute à ceux-ci un âge prévu de retraite en fonction du reste de leur espérance de vie (tableau 2B). Comme le tableau 2C porte sur la décision de retraite réelle et non sur la retraite prévue, il n'y a pas de cas de retraite « exclue » à répartir dans l'analyse en question.

L'examen des statistiques descriptives sera bref et se concentrera sur le tableau 2A, où sont décrites les variables qui entrent dans la régression d'âge prévu de retraite sans les cas de retraite exclue. Ce traitement nous mènera d'emblée aux autres tableaux de statistiques descriptives.

Comme on peut le voir au tableau 2A, la taille d'échantillon des régressions sans les cas de retraite exclue est de 1 266, ce qui correspond aux 1 518 observations de la distribution de fréquence du tableau 1A selon l'âge prévu de retraite, moins les 252 cas de retraite exclue. Comme l'indique la première colonne, toutes les variables de ce sous-échantillon visent les 1 266 observations au complet; il n'y a donc de valeurs manquantes (observations ou enquêtés) pour aucune des variables.

Comme il s'agit de variables catégoriques dans tous les cas, sauf un, la valeur minimale est de 0 si une observation n'appartient pas à la catégorie, et la valeur maximale de 1, si elle en fait partie.

Dans les valeurs moyennes, on relève que 59 p. 100 des enquêtés sont de sexe masculin et 41 p. 100, de sexe féminin. Pour les catégories d'âge, on constate que 34 p. 100 des enquêtés sont âgés de 45 à 49 ans, 2,2 p. 100 seulement, de 65 à 69 ans, et moins de 1 p. 100, de 70 ans et plus. Une proportion appréciable (26 p. 100) de ces travailleurs plus âgés ont fait moins que les études secondaires et 22 p. 100 sont diplômés d'université. Pour la situation du conjoint, on peut voir que celui-ci travaille dans 46 p. 100 des cas, qu'il est retraité dans 4 p. 100 des cas et malade dans 2 p. 100 de cas. Pour ce qui est de leur état de santé, les enquêtés se répartissaient à peu près également entre les catégories « bonne santé », « très bonne santé » et « excellente santé »; 1,4 p. 100 ont dit être en mauvaise santé et 7 p. 100 avoir une santé passable.

Seulement 2 p. 100 ont déclaré avoir reçu d'autres revenus au cours des 12 derniers mois (prestations pour enfants, bourses d'études) et 36 p. 100 ont dit avoir touché des intérêts depuis un an. Les répondants étaient propriétaires d'une habitation dans une proportion de 83 p. 100. Plus des deux tiers (68 p. 100) ont aussi déclaré relever d'une convention collective, proportion considérablement supérieure à la proportion correspondante de toute la population active (37 p. 100) ou même des travailleurs de 45 ans et plus (approximativement 47 p. 100)¹¹. Environ 42 p. 100 participaient au régime de retraite de l'employeur, pourcentage représentatif des 34 p. 100 de personnes actives qui participaient à des régimes de retraite à peu près à la même époque¹².

La seule variable indépendante qui soit non catégorique, c'est-à-dire continue, est celle de l'indice PINEO du prestige professionnel. Ce dernier progresse ici en direction inverse, puisqu'il va d'une valeur minimale de 1 à une valeur maximale de 16, avec une moyenne de 8,5. Les répartitions industrielle et régionale des travailleurs sont représentatives des répartitions correspondantes dans l'économie tout entière. L'âge moyen prévu de la retraite est de 61 ans.

Comme l'indique le tableau 2B, la taille d'échantillon est portée à 1 518 lorsqu'on répartit les 252 cas de retraite exclue sur les différents âges prévus de retraite en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés. L'âge moyen prévu de la retraite monte à 64,3 ans si ces observations sont incluses. Dans ce sous-échantillon, il y a quelques valeurs manquantes, mais il s'agit d'un phénomène peu fréquent qui existe uniquement dans le cas des variables financières « autres revenus » ($n=1\ 515$, trois enquêtés n'ayant pas répondu à la question), « revenu d'intérêts » ($n=1\ 515$) et « propriétaires de maison » ($n=1\ 501$).

Le tableau 2C présente les statistiques descriptives des variables de la régression portant sur la décision de retraite réelle. La taille d'échantillon augmente à 2 692, car de telles régressions tiennent compte des gens qui ont pris leur retraite au cours des cinq années

¹¹ En 1990, la proportion correspondante était de 48,4 p. 100 pour les travailleurs de 45 à 54 ans et de 44,6 p. 100 pour le groupe des 55 à 69 ans (Murray, G., « Unions: Membership, Structures and Action », dans *Union-Management Relations in Canada*, 3^e édition, sous la direction de M. Gunderson et A. Ponak, Toronto : Addison-Wesley, 1995, p. 166).

¹² Statistique Canada, *Régimes de pensions au Canada*, publication n^o 74-401 au catalogue, 1996, p. 19.

précédentes (alors que les régressions portant sur l'âge prévu de retraite visent, bien sûr, les travailleurs non encore retraités). La valeur moyenne de 0,1809 pour la variable auxiliaire « retraités » indique que 18 p. 100 des répondants ont déclaré avoir pris leur retraite au cours des cinq années précédentes soit entre 1990 et 1994. On ne relève de valeurs manquantes que pour la variable « propriétaires de maison » ($n=2\ 641$), 51 enquêtés n'ayant donc pas répondu à la question.

5. Régression selon l'âge prévu de la retraite : sans les cas de « retraite exclue »

Le tableau 3A présente les résultats de la régression (par les moindres carrés ordinaires) ayant porté sur la variable dépendante de l'âge prévu de retraite après exclusion de l'analyse des gens qui ont dit n'avoir jamais eu l'intention de prendre leur retraite. La taille d'échantillon de 1 266 correspond aux 1 518 répondants du tableau 1A, moins les 252 qui ont dit ne pas songer à la retraite¹³.

Le coefficient¹⁴ relatif à la variable auxiliaire « hommes » indique que, toutes choses étant égales, les hommes prévoient prendre leur retraite presque un an (79 p. 100 d'un an) plus tard que les femmes.

L'âge prévu de la retraite s'accroît nettement avec l'âge des enquêtés. Par rapport à la catégorie de référence (omise) des 45 à 49 ans, l'âge prévu de retraite est postérieur de 1,4 an chez les 50 à 54 ans, de 3,3 ans chez les 55 à 59 ans, de 5,3 ans chez les 60 à 64 ans, de 9 ans chez les 65 à 69 ans et de 13 ans chez les 70 ans et plus. On constate essentiellement qu'à chaque fois que l'âge des enquêtés augmente de cinq ans, l'âge prévu de retraite augmente de deux à quatre ans. Toutes choses étant égales, les travailleurs plus jeunes (et même ceux qui ont 45 ans et plus) prévoient nettement quitter leur emploi plus tôt.

Ces données viennent corroborer les résultats précédents aux tableaux 1A et 1C où les valeurs de distribution de fréquence selon l'âge prévu de la retraite étaient bien plus élevées pour les travailleurs âgés (45 ans et plus) que pour les travailleurs plus jeunes (16 à 44 ans), d'où l'impression que le rapport antérieurement dégagé subsiste même en tenant compte des nombreux autres facteurs qui peuvent influencer sur l'âge prévu de la retraite.

Ce lien positif étroit avec l'âge semble démontrer qu'en ne prenant pas leur retraite, les travailleurs âgés ont indiqué leur préférence pour une retraite plus tardive. Voilà une indication qui reste utile, puisqu'elle fait voir les fortes préférences de ces travailleurs « persévérants ».

¹³ Dans le cas des valeurs manquantes (observations) pour une variable, nous avons substitué la valeur moyenne à cette valeur. Comme l'indiquent les tableaux des statistiques descriptives (2A, 2B et 2C), les valeurs manquantes sont rares et n'existent que pour les variables de situation financière portant sur les revenus d'intérêts, les autres revenus et les propriétaires de maison.

¹⁴ Dans tous les résultats de régression qui suivent, les coefficients sont statistiquement significatifs s'ils dépassent respectivement les valeurs *t* critiques de 1,65 et 1,96 aux niveaux 0,10 et 0,05 d'un test bilatéral. Règle générale, lorsqu'il est question de coefficients dans ce document, il s'agit, sauf avis contraire, de coefficients statistiquement significatifs.

Les coefficients importants des groupes âgés de 65 à 69 ans et 70 ans et plus (révélateurs d'une prolongation de la vie professionnelle par rapport à celle des 45 à 49 ans) font aussi ressortir le rôle possible des éléments d'incitation financière des régimes privés de retraite. Les travailleurs en cause ont passé l'âge de la retraite anticipée ou spéciale à laquelle ils auraient droit s'ils participaient à des régimes de retraite comportant de telles dispositions. Faute de ces encouragements à la retraite anticipée, ils prévoient nettement travailler plus longtemps, même en dépit de leur âge.

Il n'y a pas de tendances qui se dégagent nettement dans le cas de l'instruction, bien que les diplômés d'université prévoient prendre leur retraite deux tiers environ (70 p. 100) d'une année plus tard que les gens ayant fait moins que les études secondaires.

Les gens dont le conjoint travaille ou tient la maison prévoient pour leur part quitter leur emploi presque un an avant les gens sans conjoint et ceux dont le conjoint est déjà retraité envisagent de quitter un peu plus d'un an plus tôt, ce qui témoigne de la complémentarité des projets de retraite au sein de la famille. En d'autres termes, on constate que les gens sans liens familiaux avec un conjoint sont plus susceptibles de continuer à travailler.

L'âge prévu de la retraite augmente constamment selon l'état de santé de la personne. Par rapport aux gens en mauvaise santé, les gens dont la santé est passable prévoient prendre leur retraite 2,5 ans plus tard et les gens dont la santé est excellente, 3 ans après.

Bien que grossières, les mesures du revenu non lié au travail semblent indiquer qu'avec une plus grande richesse les gens ont les moyens de prendre leur retraite. Plus précisément, les gens qui touchent un revenu sous forme d'intérêts (et qui ont, par conséquent, des économies génératrices d'intérêts) prévoient quitter plus tôt, bien que cet effet soit modeste (retraite antérieure d'une demi-année). Les propriétaires de maison ont l'intention de quitter leur emploi environ deux ans avant les autres. Il faut peut-être y voir l'effet d'incitation à la retraite d'une richesse supérieure liée à la propriété d'une habitation, et sans doute aussi l'effet d'une plus grande possibilité de « bricolage » après la retraite.

Les gens qui relèvent d'une convention collective prévoient prendre leur retraite environ le tiers d'une année plus tôt que ceux qui n'en ont pas, bien que cet effet ne soit pas statistiquement significatif.

Comme nous le verrons plus loin, l'effet est bien plus marqué lorsqu'on impute un âge de retraite aux cas de « retraite exclue » en fonction du reste d'espérance de vie des intéressés, ce qui montre bien que les gens relevant d'une convention collective avaient peu de chances de répondre qu'ils n'avaient jamais eu l'intention de prendre leur retraite.

En d'autres termes, les travailleurs ne relevant pas d'une convention collective avaient plus de chances de répondre qu'ils n'avaient jamais envisagé de prendre leur retraite et, par conséquent, de se voir attribuer un âge prévu de retraite plus tardif en fonction de leur espérance de vie.

Les gens qui participent à un régime de retraite d'employeur à prestations déterminées prévoient partir à la retraite environ 1,3 an plus tôt que ceux qui ne bénéficient pas d'un tel régime. Il faut sans doute y voir l'élément de richesse de ces régimes qui donnent aux gens les moyens de prendre leur retraite. Il y a peut-être aussi l'effet des incitations financières ou des subventions à la retraite anticipée que comportent souvent de tels régimes, surtout par leurs dispositions de préretraite ou de retraite spéciale. Comme cette variable est grossière, on ne peut rien affirmer de plus précis sur les effets d'incitation à la retraite de ces régimes.

Le coefficient négatif important pour l'indice du prestige professionnel¹⁵ indique que les gens appartenant à des professions supérieures prévoient prendre leur retraite plus tôt, d'où l'impression que l'élément de richesse de ces professions prédomine sur toute tendance au report de la retraite à cause du prestige et de la rémunération sans doute supérieure qui vont avec le maintien de l'emploi dans ces professions. D'après l'ordre de grandeur du coefficient, on peut voir que, à mesure que l'on franchit les échelons de cet indice (d'une valeur minimale de 1 à une valeur maximale de 16), l'âge prévu de la retraite diminue de 0,08 (c'est-à-dire de moins d'un dixième d'année). En d'autres termes, les gens qui se trouvent au sommet de cette échelle prévoient quitter 1,3 an plus tôt ($16 \times 0,08$) que ceux qui se situent à son autre extrémité.

L'âge prévu de la retraite ne varie guère selon les secteurs d'activité lorsqu'on tient en compte d'autres facteurs que l'on croit influencer sur les décisions de retraite. Aucune des variables relatives aux branches d'activité n'est statistiquement significative.

Les Québécois prévoient prendre leur retraite presque un an plus tôt que les Ontariens et les habitants des provinces de l'Atlantique, environ six dixièmes d'une année avant ces mêmes Ontariens. Dans les autres provinces, les âges prévus de retraite correspondent à ceux de l'Ontario (mais les coefficients sont petits et statistiquement non significatifs).

¹⁵ L'indice du prestige professionnel va d'une valeur minimale de 1 à une valeur maximale de 16 pour l'échelle d'importance des professions.

6. Régression selon l'âge prévu de la retraite : imputation à l'égard des cas de « retraite exclue »

Le tableau 3B reprend l'analyse de régression selon l'âge prévu de retraite, mais en tenant compte des gens qui ont dit n'avoir jamais eu l'intention de quitter leur emploi. À ceux-là, on attribue un âge prévu de retraite en fonction du reste de leur espérance de vie. La taille d'échantillon passe ainsi de 1 266 à 1 518, car on se trouve à inclure les 252 personnes qui, dans l'analyse ESG, ont dit exclure toute idée de retraite. La répartition de ces gens selon l'âge prévu de retraite a déjà été présentée au tableau 1B et leurs statistiques descriptives, au tableau 2B.

On ne s'étonnera pas que les résultats de régression aient parfois varié (il s'agit habituellement d'une accentuation), puisqu'on répartit les cas de retraite exclue sur les âges prévus de retraite supérieurs (comme on peut le voir au tableau 1B). Ajoutons que les femmes ainsi réparties sont plus susceptibles de se voir attribuer un âge prévu de retraite plus tardif à cause de leur plus grande espérance de vie. Pour avoir le moins possible à reprendre les données de l'analyse qui précède, nous nous attacherons ici aux principales différences entre ces résultats et ceux du tableau 3A, où les cas de « retraite exclue » n'étaient pas pris en compte.

Lorsqu'on répartit ces cas sur les âges de retraite supérieurs en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés, le coefficient du sexe demeure positif, mais perd toute signification statistique. Les hommes se retrouvent avec un âge prévu de retraite semblable à celui des femmes plutôt qu'avec un âge plus tardif comme dans l'analyse sans les cas de retraite exclue. C'est nettement que les femmes qui prévoient ne jamais prendre leur retraite se voient attribuer un âge de retraite supérieur du fait de leur plus grande espérance de vie. Une autre explication possible est que les femmes ont peut-être exclu toute idée de retraite parce qu'elles avaient moins de chances de participer au régime de retraite de l'employeur avec ses effets d'incitation à la retraite ou que, si elles disposaient d'un tel régime, elles pouvaient vouloir continuer à travailler pour regagner les droits à la retraite qu'elles avaient peut-être perdu en raison d'un arrêt de travail pour élever les enfants.

L'effet positif important de l'âge sur l'âge prévu de retraite subsiste dans cette analyse et s'accroît en réalité, ce qui indique que les travailleurs plus âgés étaient plus susceptibles — d'une manière disproportionnée — de dire n'avoir jamais eu l'intention de prendre leur retraite et avaient, par conséquent, été répartis dans des catégories d'âge plus avancé relativement à la planification de leur retraite.

L'effet de l'instruction devient aussi plus marqué. Les diplômés d'université prévoient maintenant prendre leur retraite deux ans plus tard que les gens n'ayant pas fait leurs études secondaires et plus de deux ans après les diplômés de l'école secondaire.

Le lien antérieurement établi entre la santé et l'âge prévu de retraite demeure positif, mais perd de son importance et devient statistiquement non significatif après avoir été pris en compte dans l'analyse des cas de retraite exclue. Cette variation est plutôt curieuse, du moins dans la mesure où les gens qui excluaient toute idée de retraite étaient probablement en bonne santé. Dans ce cas, leur répartition dans des catégories d'âge plus avancé devrait avoir accentué le lien positif entre la santé et l'âge prévu de retraite. Il est possible que leur état de santé ait été si piètre qu'ils ont pensé ne pas pouvoir jouir de la retraite et avoir besoin du revenu de leur travail pour se payer des soins. Il est même possible que leur santé se soit dégradée au point qu'ils s'attendaient à mourir avant de parvenir à la retraite.

L'effet de l'application d'une convention collective devient bien plus marqué lorsqu'on répartit les cas de retraite exclue sur tous les âges prévus de retraite supérieurs. Plus précisément, les gens relevant d'une convention collective prévoient prendre leur retraite 3,3 ans plus tôt que les autres. On peut ainsi constater que les gens ayant dit exclure toute idée de retraite étaient moins susceptibles — d'une manière disproportionnée — de relever d'une convention collective et, par conséquent, de se voir attribuer un âge de retraite plus tardif en fonction du reste de leur espérance de vie.

L'incidence de l'adhésion à un régime de retraite d'employeur s'accroît elle aussi, doublant de valeur, si bien que les gens qui participent à un régime de retraite s'attendent à quitter leur emploi 2,4 ans avant les autres. Comme pour la variable de l'application d'une convention collective, on constate que les gens qui excluaient toute idée de retraite étaient moins susceptibles, et ce, d'une manière disproportionnée, de participer au régime de retraite de l'employeur et donc de se voir attribuer un âge de retraite plus tardif en fonction du reste de leur espérance de vie.

Le coefficient négatif pour l'indice du prestige professionnel s'accroît en valeur absolue, d'où la constatation que les gens appartenant à des professions supérieures prévoient quitter plus tôt que les gens des professions inférieures. Comme cet effet est plus marqué si on répartit les cas de retraite exclue sur les âges plus avancés, on voit bien que les gens qui prévoyaient ne jamais prendre leur retraite appartenaient en nombre disproportionné à des professions inférieures. *Cela semble également indiquer que les gens excluaient toute idée de retraite plus par nécessité économique qu'en raison de leur appartenance à des professions inférieures, ce que vient corroborer le fait que les gens nullement désireux de prendre leur retraite étaient moins susceptibles de relever d'une convention collective ou de participer à un régime de retraite de l'employeur.*

Il se dégage en outre des tendances plus nettes pour ce qui est des secteurs d'activité. On constate plus précisément que, par rapport à la catégorie de référence (omise) de l'industrie secondaire, l'âge prévu de la retraite était antérieur de 1,6 an dans la construction, de 1 an dans la santé et l'éducation et de 1,4 an dans l'administration publique.

En d'autres termes, après avoir pris en compte d'autres facteurs déterminants quant à la décision de prendre sa retraite, l'âge de retraite prévu dans les différents secteurs d'activité se répartit comme suit, en ordre croissant, du plus jeune au plus avancé : construction,

administration publique, santé et éducation, industrie tertiaire, industrie secondaire et industrie primaire (où l'âge prévu de retraite est le plus tardif). Cet ordre coïncide largement avec l'existence probable d'éléments d'incitation à la retraite anticipée dans des secteurs comme ceux de l'administration publique et des services de santé et d'éducation, mais la répartition par secteur d'activité pourrait aussi traduire une multitude d'autres facteurs.

Pour ce qui est du principal changement dans les tendances provinciales, bien que l'âge prévu de retraite soit inférieur à celui de l'Ontario dans toutes les provinces, la différence n'est statistiquement significative que dans les provinces de l'Atlantique, où l'âge prévu de la retraite précède de 1,2 an celui de l'Ontario.

7. Analyse de la régression selon la décision de retraite effective

L'analyse qui précède a porté sur l'âge prévu de la retraite. Dans cette section, nous nous attacherons plutôt à la décision de retraite effective, c'est-à-dire aux cas où les candidats à la retraite ont effectivement pris leur retraite ou sont demeurés sur le marché du travail. Nous recourons à une combinaison de méthodes économétriques de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) et de régression logistique (analyse logit). Nous utiliserons les variables explicatives de l'analyse précédente selon l'âge prévu de retraite. La variable dépendante sera cependant une variable auxiliaire à double code : 1 en cas d'auto déclaration de retraite effective dans les cinq ans qui précèdent (1990-1994, année d'enquête comprise) et 0 en cas de non-retraite, les intéressés ayant décidé de rester sur le marché du travail. Dans le reste de l'exercice, nous désignerons par « probabilités de retraite » les probabilités d'autodéclaration de retraite effective au cours des cinq années précédentes, dont l'année d'enquête (1994).

Comme la variable dépendante est dichotomique ou binaire (code 1 pour la retraite et code 0 pour le maintien de l'activité), les équations classiques de régression MCO (appelées fonctions linéaires de probabilités) ne donnent pas de valeurs de prévision qui se situent entre 0 et 1 et peuvent donc être considérées en tant que probabilités. Toutefois, les coefficients de régression MCO peuvent nous livrer des approximations utiles quant aux variations des probabilités de retraite. Un coefficient positif (négatif) indique que la variable a un effet positif (négatif) sur ces probabilités, l'ordre de grandeur du coefficient révélant la variation des probabilités liée à une variation unitaire de la variable explicative. Comme les variables explicatives sont généralement catégoriques, une variation unitaire se produit dans une catégorie donnée (celle des hommes, par exemple) par rapport à la catégorie de référence omise (celle des femmes, par exemple).

Les méthodes de régression logistique fournissent des estimations de probabilité ayant pour valeurs limites 0 et 1. Les résultats sont toutefois plus complexes à présenter, puisque les coefficients logistiques estimés ne donnent pas en soi la variation des probabilités de retraite liée à toute variation unitaire de chaque variable explicative (alors que les coefficients de régression MCO livrent des approximations des variations probabilistes). On peut transformer les coefficients logit en variations de probabilités, mais les valeurs changent à tous les niveaux de probabilités et doivent donc être déterminées en fonction de ces différents niveaux.

Soucieux de trouver un moyen terme entre la clarté de l'exposé (que permettent les régressions MCO) et la « justesse » économétrique (que permettent les régressions logistiques), nous examinerons les régressions MCO ici et les régressions logistiques en annexe, quitte à nous reporter à ces dernières lorsque les résultats s'écartent

considérablement de ceux des régressions MCO. En général, on peut juger que les résultats MCO plus simples représentent une approximation acceptable de l'effet des diverses variables explicatives sur la décision de prendre sa retraite. Les signes, la signification statistique et l'ordre de grandeur relatif de ces effets sont les mêmes dans une régression MCO et une régression logistique.

L'importance du lien est généralement moindre dans une régression MCO parce que, à un niveau moyen¹⁶ de 0,18 (voir les pièces 3C et 3D), les variations des probabilités de retraite sont plus sensibles aux variations des variables explicatives dans la relation non linéaire d'une fonction logistique que dans l'approximation linéaire d'une régression MCO. Ainsi, on pourrait généralement considérer les coefficients MCO comme une indication du signe, de la signification et de l'importance relative des effets des différentes variables sur la décision de prendre sa retraite, l'ordre de grandeur absolu étant la limite inférieure assignée aux probabilités de retraite.

Le lien est évident entre les probabilités de retraite (selon les estimations du tableau 3C) et l'âge prévu de retraite (selon les estimations précédentes des tableaux 3A et 3B), mais il n'est pas simple en soi. On peut prévoir que les coefficients seront de signe opposé, c'est-à-dire qu'avec une variable qui abaisse l'âge prévu de retraite, les probabilités de retraite seront supérieures. Tel n'est pas nécessairement le cas cependant puisque, si une personne prenait sa retraite plus tôt, elle ne compterait pas parmi les candidats à la retraite qui ont à prendre une décision en la matière. On doit ajouter que les projets de retraite ne deviennent pas toujours réalité et ne donnent pas toujours lieu à une décision de retraite réelle.

Les deux notions visent des réalités quelque peu différentes. Avec l'âge prévu de retraite (aux tableaux 3A et 3B), on se trouve à mesurer les projets ou les attentes en matière de retraite, intentions qui peuvent ou non se réaliser. Avec la décision de retraite effective (au tableau 3C), on évalue dans quelle mesure les candidats à la retraite qui n'ont pas effectivement pris leur retraite avant 1990 (c'est-à-dire avant les cinq ans précédant l'année d'enquête de 1994) l'ont fait par la suite au cours de ces cinq ans. On mesure les probabilités de retraite pendant cette période dans les cas où les gens travaillaient et n'ont pas pris leur retraite avant 1990.

Il n'y a pas de lien nécessaire entre cette mesure et les probabilités d'une retraite hâtive ou tardive. Le fait que cette variable peut rendre plus probable la retraite dans cette période, ne signifie pas nécessairement que l'intéressé quitte plus tôt qu'une autre personne qui n'a pas pris sa retraite pendant cette période. Les gens qui passent tôt à la retraite peuvent avoir déjà quitté avant la période 1990-1994.

On peut voir au tableau 3C que les probabilités statistiquement significatives de retraite dans les cinq ans précédant l'année d'enquête étaient plus grandes (4,5 p. 100) chez les hommes que chez les femmes après avoir pris en compte d'autres facteurs déterminants de la décision de prendre sa retraite.

¹⁶ Les probabilités moyennes de retraite sont la moyenne de la variable dépendante, c'est-à-dire la proportion des cas d'autodéclaration de retraite effective dans les cinq ans qui ont précédé (1990-1994, année d'enquête comprise).

Les probabilités de retraite sont en relation étroite avec l'âge et augmentent constamment avec l'âge des travailleurs, du moins jusqu'à l'âge de 70 ans¹⁷. Les travailleurs de 70 ans et plus avaient plus de chances de prendre leur retraite que ceux appartenant à d'autres groupes d'âge dont les 45 à 49 ans, les 50 à 54 ans, les 55 à 59 ans et les 60 à 64 ans, mais moins que ceux qui étaient âgés de 65 à 69 ans. On constate essentiellement que les probabilités diminuent en réalité chez les travailleurs les plus âgés malgré leur âge. C'est sans doute que ces travailleurs ne subissent pas les effets d'incitation à la retraite des régimes de retraite des employeurs, lesquels auront probablement un effet plus marqué sur les 60 à 64 ans à cause des dispositions de retraite anticipée ou spéciale qu'ils comportent, et sur les 65 à 69 ans à cause de leurs dispositions de retraite normale, surtout à l'âge de 65 ans. Ce sont en réalité les groupes d'âge où les probabilités de retraite sont les plus grandes, indice des effets d'incitation des régimes, bien que ces données ne permettent pas de les cerner en toute précision.

Le lien entre l'instruction et les probabilités de retraite n'est pas simple. Le lien est le plus étroit pour les gens ayant entrepris mais non complété leurs études postsecondaires, bien que l'effet ne soit statistiquement significatif ni dans la régression MCO ni dans la régression logistique. Les probabilités sont les moindres chez ceux qui n'ont qu'un diplôme d'études secondaires, mais l'effet est statistiquement significatif tant dans la régression MCO que dans la régression logistique. Les probabilités de retraite ne continuent pas à monter avec le degré d'instruction, mais diminuent en fait chez les gens ayant fréquenté un collège communautaire ou une université (dans les deux régressions).

Elles sont aussi les moindres chez les gens dont le conjoint continue à travailler et de loin les plus grandes chez ceux dont le conjoint a déjà pris sa retraite. On constate ainsi la complémentarité des décisions de retraite qui se prennent au sein de la famille. Il est manifestement plus facile dans une famille de faire des choses ensemble si les deux intéressés sont déjà à la retraite. À l'opposé, on a moins intérêt à passer à la retraite si son conjoint demeure sur le marché du travail.

Les probabilités de retraite sont moindres chez les gens en bonne santé (c'est-à-dire que les coefficients des variables de la santé sont tous négatifs par rapport à la catégorie de référence omise d'un mauvais état de santé). Règle générale, elles sont approximativement de 0,06 (6 p. 100) inférieures chez les gens qui ne sont pas en mauvaise santé¹⁸. C'est là un grand effet de la mauvaise santé par rapport aux probabilités moyennes de retraite qui sont de 0,18 dans l'ensemble de données. Pour l'essentiel, cette relation semble indiquer que, après avoir pris en compte l'effet des autres facteurs qui influent sur les décisions de retraite, les gens ont bien plus de chances de prendre leur retraite s'ils sont en mauvaise santé et de continuer à travailler s'ils jouissent d'une meilleure santé.

¹⁷ Le coefficient est statistiquement non significatif pour le groupe des 50 à 54 ans dans la régression MCO, mais significatif dans la régression logistique.

¹⁸ C'est la moyenne des quatre coefficients de l'état de santé (passable, bon, très bon et excellent) par rapport à la catégorie de référence omise de la mauvaise santé. Dans la régression logistique, elle était légèrement supérieure à 0,087 ou 9 p. 100.

Ils seront bien plus susceptibles de prendre leur retraite si leurs économies leur permettent d'agir ainsi, comme en témoigne le coefficient important et statistiquement significatif de la variable du revenu d'intérêts. Plus précisément, les probabilités de retraite seront de 5 p. 100 supérieures chez les gens qui touchent un revenu sous forme d'intérêts. L'effet est marqué compte tenu du niveau moyen de 18 p. 100 des probabilités de retraite dans l'ensemble de données. L'effet de la propriété d'une habitation sur les probabilités de retraite est statistiquement non significatif (coefficient de -0,009 et $t = 0,57$ au tableau 3C), bien que les propriétaires de maison aient présenté un âge prévu de retraite plus hâtif (antériorité d'environ deux ans aux tableaux 3A et 3B). Toutefois, l'effet non significatif sur les probabilités de retraite pourrait tenir à un phénomène de causalité inverse, c'est-à-dire à l'incidence sur les régressions des gens qui ont pu avoir vendu leur maison au moment de prendre leur retraite.

Toutes choses étant égales, les gens qui relèvent d'une convention collective ont des probabilités bien moindres de prendre leur retraite, et l'effet est quantitativement fort important (coefficient de -0,2585 et $t = -18,7$). On semble s'écarter des résultats du tableau 3B, où les gens assujettis à une convention collective prévoyaient quitter plus de trois ans avant les autres (coefficient de -3,3 et $t = -7,2$). Comme nous l'avons évoqué précédemment, il faut tenir compte de la possibilité que les gens qui prévoyaient prendre leur retraite plus tôt l'aient déjà fait, ne comptant plus parmi les candidats à la retraite qui ont effectivement décidé de quitter leur emploi. Il y a aussi la possibilité que les gens relevant d'une convention aient continué à travailler à cause de la protection que leur conférait leur ancienneté et parce que les salaires supérieurs qui s'attachent souvent à l'ancienneté rendent attrayant le maintien de l'emploi.

Les personnes actives qui participent à un régime de retraite d'employeur ont 21 p. 100 plus de chances de prendre leur retraite que les autres, ce qui concorde avec les données antérieurement présentées au tableau 3B, où ces mêmes personnes prévoyaient quitter plus tôt que celles qui n'avaient aucun régime de retraite de l'employeur. Autre fait concordant : ces régimes peuvent rendre les gens financièrement capables de prendre leur retraite plus tôt.

Les probabilités de retraite sont en relation positive avec le prestige professionnel. Cette constatation s'accorde avec les résultats précédents des tableaux 3A et 3B où l'âge prévu de la retraite était en rapport négatif avec le prestige professionnel. Comme l'indique le coefficient 0,007 au tableau 3C, chaque échelon atteint à l'indice du prestige professionnel (qui va d'une valeur minimale de 1 à une valeur maximale de 16) correspond à une augmentation de 7/10 p. 100 des probabilités de retraite.

Ces probabilités varient considérablement selon les secteurs d'activité. Elles sont les plus basses dans l'industrie primaire et la construction et les plus hautes dans l'administration publique.

Une fois pris en compte l'effet des autres facteurs qui influent sur la décision de prendre sa retraite, on constate que les probabilités de retraite sont maximales dans les provinces de l'Atlantique et minimales au Québec et en Colombie-Britannique.

8. Examen sommaire des résultats de régression

La diversité des mesures de la retraite auxquelles nous nous reportons (âge prévu de la retraite aux tableaux 3A et 3B) et décision de retraite effective (au tableau 3C) rend manifestement difficile toute récapitulation des résultats de régression. Qui plus est, on note des différences concernant l'âge prévu de la retraite selon qu'on omet dans l'analyse les cas de retraite exclue (tableau 3A) ou qu'on leur attribue des âges prévus de retraite hypothétiques en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés (tableau 3B).

Toutes les spécifications nous livrent des renseignements utiles, mais à l'égard de questions quelque peu différentes. En général, on obtient des résultats largement concordants. Ajoutons que, dans tous les cas, les *carrés r*, qui vont de 0,32 à 0,39, se ressemblent, ce qui indique que les variables retenues aux fins de l'analyse expliquent habituellement plus du tiers de la variation des mesures de la retraite servant de variables dépendantes. Les valeurs sont plutôt élevées pour les régressions transversales. Y a-t-il une spécification à « privilégier »? Les résultats présentés au tableau 3B seront sans doute plus révélateurs, surtout si on les complète par les résultats des autres régressions.

La mesure de l'âge prévu de la retraite constitue probablement une mesure plus « nette » des intentions des candidats éventuels à la retraite par rapport à la mesure de la décision de retraite réelle, ce qu'on doit au fait que les gens déjà à la retraite, peut-être à un âge hâtif, ne figurent pas dans l'ensemble de données comme candidats à la retraite. De plus, si on privilégie les estimations où les gens qui ont dit exclure toute idée de retraite se voient attribuer un âge de retraite hypothétique en fonction du reste de leur espérance de vie, il semblerait bon d'intégrer à l'analyse leur préférence apparemment marquée pour le maintien de l'activité.

Ainsi, les généralisations suivantes de l'analyse économétrique seront normalement fondées sur les régressions selon l'âge prévu de retraite aux tableaux 3A et 3B plutôt que sur les régressions selon la décision de retraite effective au tableau 3C (signalons toutefois que les résultats des premiers tableaux sont complétés au besoin par les autres résultats du dernier) :

- Après avoir pris en compte d'autres variables qui influent sur la décision de prendre sa retraite, on ne constate aucune différence significative entre hommes et femmes pour ce qui est de l'âge prévu de la retraite.
- L'âge prévu de la retraite augmente constamment avec l'âge des intéressés, d'où la constatation que les jeunes travailleurs prévoient nettement prendre leur retraite plus tôt que les travailleurs plus âgés. Les 65 ans et plus ont l'intention de quitter de 9 à 13 ans après les gens qui ont entre 45 et 49 ans.

- L'âge prévu de la retraite s'accroît généralement avec l'instruction, surtout dans le cas des diplômés d'université qui préfèrent continuer à travailler et ainsi différer leur retraite
- Les gens ayant un conjoint prévoient généralement prendre leur retraite avant les autres. De plus, ils auront plus de chances d'être retraités si leur propre conjoint l'est déjà et moins si celui-ci travaille toujours, ce qui illustre la complémentarité des décisions de retraite au sein des ménages.
- Les gens qui n'étaient pas en mauvaise santé étaient enclins à continuer à travailler, reportant ainsi leur retraite, et ils avaient moins de chances d'être déjà à la retraite. Une fois prises en compte les autres variables qui influent sur la décision de prendre sa retraite, on constate sans doute que la mauvaise santé peut représenter un important élément d'incitation à la retraite.
- Les gens qui ont fait des économies (ce qu'indique leur revenu d'intérêts) prévoient prendre leur retraite plus tôt, et les probabilités qu'ils l'aient effectivement prise dans les cinq ans précédant l'année d'enquête sont bien supérieures, d'où le grand rôle de l'épargne sur le plan du financement de la retraite. L'importance des biens comme facteur de retraite témoigne également du fait que les propriétaires de maison prévoient prendre leur retraite avant les autres.
- Les gens relevant d'une convention collective ont l'intention de quitter leur emploi plus tôt que les autres.
- Les gens appartenant à des professions de grand prestige prévoient prendre leur retraite (tableaux 3A et 3B) avant ceux des professions ayant peu de prestige, et les probabilités de retraite sont plus grandes dans leur cas (tableau 3C). Ce résultat est toutefois quelque peu étonnant, car le plus grand prestige et la rémunération généralement accrue qui s'attachent à ces professions supérieures devraient rendre plus attrayant le maintien de l'activité et enlever des vertus à la retraite. Il est possible que le surcroît de richesse que procurent les emplois de grand prestige permette à ceux qui les occupent de se payer le luxe de la retraite, ce dont on ne rend pas entièrement compte dans l'analyse avec les mesures brutes de la richesse que représentent les économies (décrites par la variable de substitution du revenu d'intérêts) et la propriété d'une habitation.
- Même après avoir pris en compte l'effet des autres facteurs déterminants de la décision de prendre sa retraite, on relève une certaine variation de l'âge prévu de la retraite selon les secteurs d'activité. Cette variation s'établit ainsi par ordre décroissant de l'âge prévu de retraite, du plus tardif au plus hâtif : industrie primaire, industrie secondaire, industrie tertiaire, santé et éducation, construction et administration publique.
- Une fois prises en compte les autres variables que l'on croit influencer sur les décisions de retraite, on ne voit guère de variation de l'âge prévu (tableaux 3A et 3B) et des probabilités de retraite (tableau 3C) selon les provinces. Les habitants des provinces de l'Atlantique prévoient généralement quitter plus tôt et les probabilités de retraite sont

les plus grandes dans leur cas, ce qui pourrait aussi s'expliquer par les possibilités moindres d'emploi dans la région et par la viabilité de la production domestique.

- Bien qu'on n'ait pas directement intégré à l'analyse les divers éléments d'incitation à la retraite des régimes de retraite des employeurs, les résultats révèlent nettement un important effet d'encouragement à la retraite. C'est ce que confirment un certain nombre de nos constatations :
 - L'âge prévu de la retraite présente de grandes pointes aux âges de 55 et 60 ans, qui correspondent aux pointes de l'accumulation des droits à la retraite dans les régimes types de retraite des employeurs (tableaux 1A et 1D).
 - Pour les gens qui participent à un régime de retraite de l'employeur, l'âge prévu de retraite est de 1,3 à 2,4 ans antérieur à celui des autres répondants (tableaux 3A et 3B).
 - Les gens qui ont un régime de retraite de l'employeur sont plus susceptibles — dans une proportion de plus de 20 p. 100 — de prendre leur retraite que ceux qui n'en ont pas (tableau 3C).
 - Si les hommes ont plus de chances de prendre leur retraite (tableau 3C), c'est peut-être qu'ils ont de meilleures probabilités que les femmes d'avoir accumulé des droits à retraite et des augmentations de salaire en fonction de leur ancienneté, d'où un plus grand attrait de la retraite anticipée dans les régimes de fin de carrière.
 - Si les travailleurs de plus de 65 ans prévoient prendre leur retraite plus tard (tableaux 3A et 3B) et que les probabilités de retraite diminuent en réalité après l'âge de 65 ans (tableau 3C), c'est sans doute que les intéressés ont passé l'âge d'application des dispositions de retraite anticipée ou normale des régimes de retraite auxquels ils auraient pu adhérer dans leur profession.
 - Les âges hâtifs de planification de la retraite qui prédominent dans des secteurs comme ceux des services de santé et d'éducation et de l'administration publique (tableaux 3A et 3B) coïncident avec les éléments d'incitation à une retraite hâtive qu'offrent généralement les régimes de retraite d'employeurs dans ces secteurs d'activité.

L'analyse de la section précédente met en lumière l'effet possible d'incitation à la retraite des dispositions de retraite anticipée, spéciale ou retardée des régimes de retraite d'employeurs et les possibilités de retraite créées par l'épargne à laquelle donne lieu la participation à ces régimes. Les dispositions de retraite anticipée ou spéciale produisent de grandes pointes d'accumulation des droits à la retraite aux âges où ils commencent à s'appliquer, soit respectivement à 55 et à 60 ans. Ces pointes représentent un net encouragement à la retraite à ces âges déterminants, car on se trouverait à perdre les droits accumulés si on quittait avant ces âges et à ne pas acquérir de droits supplémentaires si on prenait sa retraite après.

Les données de la présente étude semblent indiquer que les effets possibles d'incitation des régimes de retraite des employeurs se manifestent réellement tant sur l'âge prévu que sur la décision effective de retraite. On constate essentiellement que les pointes de l'âge prévu de retraite et de la décision de retraite effective correspondent aux pointes d'accumulation des droits à la retraite.

En conclusion de cette analyse, nous devons avertir le lecteur que les données sont indirectes, les renseignements disponibles ne nous permettant pas d'intégrer directement les différentes caractéristiques des régimes de retraite des employeurs aux équations des décisions de retraite. Néanmoins, l'information dont nous disposons indique avec netteté que ces régimes rendent à la fois plus facile et plus attrayante la retraite anticipée par la sécurité financière qu'ils procurent et les éléments d'incitation qu'ils engendrent.

TABLEAU 1A
Âge prévu de la retraite
(personnes actives de 45 ans et plus)

		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
Âge	47	1	0,1	0,1
	48	1	0,1	0,1
	50	20	1,3	1,4
	51	6	0,4	1,8
	52	9	0,6	2,4
	53	5	0,3	2,8
	54	7	0,5	3,2
	55	204	13,4	16,7
	56	19	1,3	17,9
	57	28	1,8	19,8
	58	46	3,0	22,8
	59	16	1,1	23,8
	60	324	21,3	45,2
	61	27	1,8	47,0
	62	56	3,7	50,7
	63	32	2,1	52,8
	64	15	1,0	53,8
	65	377	24,8	78,6
	66	12	0,8	79,4
	67	8	0,5	79,9
	68	10	0,7	80,6
69	3	0,2	80,8	
70	20	1,3	82,1	
71	2	0,1	82,2	
73	3	0,2	82,4	
75	7	0,5	82,9	
76	1	0,1	82,9	
80	3	0,2	83,1	
90	3	0,2	83,3	
100	1	0,1	83,4	
jamais	252	16,6	100,0	
Total	1 518	100,0	100,0	

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 1B
Âge prévu de la retraite
(personnes actives de 45 ans et plus : imputation d'un âge de retraite aux cas
de retraite « exclue » en fonction de l'espérance de vie des intéressés)

		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
Âge	47	1	0,1	0,1
	48	1	0,1	0,1
	50	20	1,3	1,4
	51	6	0,4	1,8
	52	9	0,6	2,4
	53	5	0,3	2,8
	54	7	0,5	3,2
	55	204	13,4	16,7
	56	19	1,3	17,9
	57	28	1,8	19,8
	58	46	3,0	22,8
	59	16	1,1	23,8
	60	324	21,3	45,2
	61	27	1,8	47,0
	62	56	3,7	50,7
	63	32	2,1	52,8
	64	15	1,0	53,8
	65	377	24,8	78,6
	66	12	0,8	79,4
	67	8	0,5	79,9
	68	10	0,7	80,6
	69	3	0,2	80,8
	70	20	1,3	82,1
	71	2	0,1	82,2
	73	3	0,2	82,4
	75	7	0,5	82,9
	76	1	0,1	82,9
	77	30	2,0	84,9
	78	31	2,0	87,0
	79	34	2,2	89,2
	80	28	1,8	91,0
	81	19	1,3	92,3
	83	58	3,8	96,1
	84	33	2,2	98,3
	85	9	0,6	98,9
	86	8	0,5	99,4
	87	4	0,3	99,7
	88	1	0,1	99,7
	90	3	0,2	99,9
	100	1	0,1	100,0
	Total	1 518	100,0	100,0

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 1C
Âge prévu de la retraite
(personnes actives de 16 à 44 ans)

		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
Âge	45	95	3,6	3,6
	46	2	0,1	3,6
	47	4	0,2	3,8
	48	5	0,2	4,0
	49	4	0,2	4,1
	50	260	9,8	13,9
	51	3	0,1	14,0
	52	18	0,7	14,7
	53	23	0,9	15,6
	54	5	0,2	15,7
	55	845	31,7	47,5
	56	11	0,4	47,9
	57	22	0,8	48,7
	58	69	2,6	51,3
	59	6	0,2	51,5
	60	452	17,0	68,5
	61	1	0,0	68,6
	62	14	0,5	69,1
	63	12	0,5	69,5
	64	1	0,0	69,6
	65	504	18,9	88,5
	66	2	0,1	88,6
	67	2	0,1	88,7
69	1	0,0	88,7	
70	22	0,8	89,5	
71	1	0,0	89,6	
75	4	0,2	89,7	
80	3	0,1	89,8	
90	1	0,0	89,9	
100	2	0,1	89,9	
	jamais	268	10,1	100,0
	Total	2 662	100,0	100,0

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 1D
Âge prévu de la retraite
 (personnes actives de 16 à 44 ans : imputation d'un âge de retraite aux cas de
 retraite « exclue » en fonction de l'espérance de vie des intéressés)

		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
Âge	45	95	3,6	3,6
	46	2	0,1	3,6
	47	4	0,2	3,8
	48	5	0,2	4,0
	49	4	0,2	4,1
	50	260	9,8	13,9
	51	3	0,1	14,0
	52	18	0,7	14,7
	53	23	0,9	15,6
	54	5	0,2	15,7
	55	845	31,7	47,5
	56	11	0,4	47,9
	57	22	0,8	48,7
	58	69	2,6	51,3
	59	6	0,2	51,5
	60	452	17,0	68,5
	61	1	0,0	68,6
	62	14	0,5	69,1
	63	12	0,5	69,5
	64	1	0,0	69,6
	65	504	18,9	88,5
	66	2	0,1	88,6
	67	2	0,1	88,7
	69	1	0,0	88,7
	70	22	0,8	89,5
	71	1	0,0	89,6
	75	272	10,2	99,8
80	3	0,1	99,9	
90	1	0,0	99,9	
100	2	0,1	100,0	
	Total	2 662	100,0	100,0

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 2A

**Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite
(personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)**

	N	Minimum	Maximum	Moyenne	Écart-type
(Femmes)	1 266	0,00	1,00	0,4084	0,4917
Hommes	1 266	0,00	1,00	0,5916	0,4917
(45 à 49 ans)	1 266	0,00	1,00	0,3397	0,4738
50 à 54 ans	1 266	0,00	1,00	0,2141	0,4103
55 à 59 ans	1 266	0,00	1,00	0,2883	0,4532
60 à 64 ans	1 266	0,00	1,00	0,1303	0,3368
65 à 69 ans	1 266	0,00	1,00	0,0221	0,1471
70 ans et plus	1 266	0,00	1,00	0,0055	0,0742
(Moins que les études secondaires)	1 266	0,00	1,00	0,2646	0,4413
Diplôme d'études secondaires	1 266	0,00	1,00	0,1912	0,3934
Ét. postsecondaires incomplètes	1 266	0,00	1,00	0,0687	0,2531
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	1 266	0,00	1,00	0,2543	0,4357
Diplôme d'université	1 266	0,00	1,00	0,2212	0,4152
(Sans conjoint)	1 266	0,00	1,00	0,2828	0,4505
Conjoint qui travaille	1 266	0,00	1,00	0,4605	0,4986
Conjoint qui tient la maison	1 266	0,00	1,00	0,1864	0,3896
Conjoint retraité	1 266	0,00	1,00	0,0411	0,1985
Conjoint malade	1 266	0,00	1,00	0,0190	0,1364
Autre situation du conjoint	1 266	0,00	1,00	0,0103	0,1009
(Mauvaise santé)	1 266	0,00	1,00	0,0142	0,1184
Santé passable	1 266	0,00	1,00	0,0727	0,2597
Santé bonne	1 266	0,00	1,00	0,2575	0,4374
Santé très bonne	1 266	0,00	1,00	0,3570	0,4793
Santé excellente	1 266	0,00	1,00	0,2930	0,4553
État de santé inconnu	1 266	0,00	1,00	0,0055	0,0742
(Sans autre revenu)	1 266	0,00	1,00	0,9779	0,1471
Autres revenus reçus	1 266	0,00	1,00	0,0213	0,1446
(Sans revenu d'intérêts)	1 266	0,00	1,00	0,6390	0,4805
Revenu d'intérêts reçu	1 266	0,00	1,00	0,3605	0,4803
(Non-propriétaires de maison)	1 266	0,00	1,00	0,1675	0,3735
Propriétaires de maison	1 266	0,00	1,00	0,8311	0,3748
(Absence de convention coll.)	1 266	0,00	1,00	0,3223	0,4675
Application d'une convention coll.	1 266	0,00	1,00	0,6777	0,4675
(Absence de rég. de retr. d'empl.)	1 266	0,00	1,00	0,6288	0,4833
Participation à rég. de retr. d'empl.	1 266	0,00	1,00	0,3712	0,4833
Indice du prestige professionnel	1 266	1,00	16,00	8,5296	4,3461

TABLEAU 2A (suite)**Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite
(personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)**

(Industrie de fabrication)	1 266	0,00	1,00	0,1272	0,3333
Industrie primaire	1 266	0,00	1,00	0,0664	0,2490
Industrie de la construction	1 266	0,00	1,00	0,0608	0,2391
Industrie tertiaire	1 266	0,00	1,00	0,3697	0,4829
Santé et éducation	1 266	0,00	1,00	0,2362	0,4249
Administration publique	1 266	0,00	1,00	0,1090	0,3118
(Ontario)	1 266	0,00	1,00	0,2393	0,4268
Provinces de l'Atlantique	1 266	0,00	1,00	0,1635	0,3700
Québec	1 266	0,00	1,00	0,1943	0,3958
Man. et Sask.	1 266	0,00	1,00	0,1493	0,3565
Alberta	1 266	0,00	1,00	0,1224	0,3279
Colombie-Britannique	1 266	0,00	1,00	0,1311	0,3377
Âge prévu de la retraite	1 266	47,00	100,00	61,0039	4,9057

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 2B

**Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite
(personnes actives de 45 ans et plus avec les cas de retraite « exclue »)**

	N	Minimum	Maximum	Moyenne	Écart-type
(Femmes)	1 518	0,00	1,00	0,3999	0,4900
Hommes	1 518	0,00	1,00	0,6001	0,4900
(45 à 49 ans)	1 518	0,00	1,00	0,3175	0,4657
50 à 54 ans	1 518	0,00	1,00	0,2141	0,4103
55 à 59 ans	1 518	0,00	1,00	0,2767	0,4475
60 à 64 ans	1 518	0,00	1,00	0,1331	0,3398
65 à 69 ans	1 518	0,00	1,00	0,0369	0,1886
70 ans et plus	1 518	0,00	1,00	0,0217	0,1459
(Moins que les études secondaires)	1 518	0,00	1,00	0,2714	0,4448
Diplôme d'études secondaires	1 518	0,00	1,00	0,1831	0,3869
Ét. postsecondaires incomplètes	1 518	0,00	1,00	0,0718	0,2582
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	1 518	0,00	1,00	0,2484	0,4322
Diplôme d'université	1 518	0,00	1,00	0,2253	0,4179
(Sans conjoint)	1 518	0,00	1,00	0,2938	0,4557
Conjoint qui travaille	1 518	0,00	1,00	0,4473	0,4974
Conjoint qui tient la maison	1 518	0,00	1,00	0,1845	0,3880
Conjoint retraité	1 518	0,00	1,00	0,0428	0,2025
Conjoint malade	1 518	0,00	1,00	0,0198	0,1392
Autre situation du conjoint	1 518	0,00	1,00	0,0119	0,1083
(Mauvaise santé)	1 518	0,00	1,00	0,0171	0,1298
Santé passable	1 518	0,00	1,00	0,0718	0,2582
Santé bonne	1 518	0,00	1,00	0,2536	0,4352
Santé très bonne	1 518	0,00	1,00	0,3452	0,4756
Santé excellente	1 518	0,00	1,00	0,3037	0,4600
État de santé inconnu	1 518	0,00	1,00	0,0086	0,0922
(Sans autre revenu)	1 518	0,00	1,00	0,9763	0,1522
Autres revenus reçus	1 518	0,00	1,00	0,0218	0,1460
(Sans revenu d'intérêts)	1 518	0,00	1,00	0,6324	0,4823
Revenu d'intérêts reçu	1 518	0,00	1,00	0,3663	0,4820
(Non-propriétaires de maison)	1 518	0,00	1,00	0,1772	0,3820
Propriétaires de maison	1 518	0,00	1,00	0,8208	0,3837
(Absence de convention coll.)	1 518	0,00	1,00	0,3920	0,4883
Application d'une convention coll.	1 518	0,00	1,00	0,6080	0,4883
(Absence de rég. de retr. d'empl.)	1 518	0,00	1,00	0,6759	0,4682
Participation à rég. de retr. d'empl.	1 518	0,00	1,00	0,3241	0,4682
Indice du prestige professionnel	1 518	1,00	16,00	8,4413	4,2661

TABLEAU 2B (suite)**Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite
(personnes actives de 45 ans et plus avec les cas de retraite « exclue »)**

(Industrie de fabrication)	1 518	0,00	1,00	0,1232	0,3288
Industrie primaire	1 518	0,00	1,00	0,0863	0,2809
Industrie de la construction	1 518	0,00	1,00	0,0586	0,2350
Industrie tertiaire	1 518	0,00	1,00	0,3854	0,4868
Santé et éducation	1 518	0,00	1,00	0,2134	0,4099
Administration publique	1 518	0,00	1,00	0,0975	0,2967
(Ontario)	1 518	0,00	1,00	0,2391	0,4267
Provinces de l'Atlantique	1 518	0,00	1,00	0,1535	0,3606
Québec	1 518	0,00	1,00	0,2009	0,4008
Man. et Sask.	1 518	0,00	1,00	0,1482	0,3554
Alberta	1 518	0,00	1,00	0,1206	0,3257
Colombie-Britannique	1 518	0,00	1,00	0,1377	0,3447
Âge prévu de la retraite (imputation)	1 518	47,00	100,00	64,3300	8,7800

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 2C
Statistiques descriptives des variables qui influent sur la décision de retraite effective
(personnes actives de 45 ans et plus)

	N	Minimum	Maximum	Moyenne	Écart-type
(Femmes)	2 692	0,00	1,00	0,4298	0,4951
Hommes	2 692	0,00	1,00	0,5702	0,4951
(45 à 49 ans)	2 692	0,00	1,00	0,2574	0,4373
50 à 54 ans	2 692	0,00	1,00	0,1764	0,3813
55 à 59 ans	2 692	0,00	1,00	0,2749	0,4465
60 à 64 ans	2 692	0,00	1,00	0,1731	0,3784
65 à 69 ans	2 692	0,00	1,00	0,0880	0,2834
70 ans et plus	2 692	0,00	1,00	0,0301	0,1709
(Moins que les études secondaires)	2 692	0,00	1,00	0,3362	0,4725
Diplôme d'études secondaires	2 692	0,00	1,00	0,1668	0,3729
Ét. postsecondaires incomplètes	2 692	0,00	1,00	0,0724	0,2593
Études dans un coll, comm, ou un établ. d'ens. prof.	2 692	0,00	1,00	0,2363	0,4249
Diplôme d'université	2 692	0,00	1,00	0,1883	0,3911
(Sans conjoint)	2 692	0,00	1,00	0,3094	0,4623
Conjoint qui travaille	2 692	0,00	1,00	0,3912	0,4881
Conjoint qui tient la maison	2 692	0,00	1,00	0,1842	0,3878
Conjoint retraité	2 692	0,00	1,00	0,0773	0,2671
Conjoint malade	2 692	0,00	1,00	0,0208	0,1427
Autre situation du conjoint	2 692	0,00	1,00	0,0171	0,1296
(Mauvaise santé)	2 692	0,00	1,00	0,0379	0,1910
Santé passable	2 692	0,00	1,00	0,0906	0,2871
Santé bonne	2 692	0,00	1,00	0,2667	0,4423
Santé très bonne	2 692	0,00	1,00	0,3236	0,4679
Santé excellente	2 692	0,00	1,00	0,2656	0,4417
État de santé inconnu	2 692	0,00	1,00	0,0156	0,1240
(Sans autre revenu)	2 692	0,00	1,00	0,9625	0,1901
Autres revenus reçus	2 692	0,00	1,00	0,0267	0,1612
(Sans revenu d'intérêts)	2 692	0,00	1,00	0,6441	0,4789
Revenu d'intérêts reçu	2 692	0,00	1,00	0,3486	0,4766
(Non-propriétaires de maison)	2 692	0,00	1,00	0,1839	0,3875
Propriétaires de maison	2 641	0,00	1,00	0,8126	0,3903
(Absence de convention coll.)	2 692	0,00	1,00	0,5702	0,4951
Application d'une convention coll.	2 692	0,00	1,00	0,4298	0,4951
(Absence de rég. de retr. d'empl.)	2 692	0,00	1,00	0,6999	0,4584
Participation à rég. de retr. d'empl.	2 692	0,00	1,00	0,3001	0,4584
Indice du prestige professionnel	2 692	1,00	16,00	7,9188	4,3001

TABLEAU 2C (suite)
Statistiques descriptives des variables qui influent sur la décision de retraite effective
(personnes actives de 45 ans et plus)

(Industrie de fabrication)	2 692	0,00	1,00	0,1363	0,3432
Industrie primaire	2 692	0,00	1,00	0,0914	0,2882
Industrie de la construction	2 692	0,00	1,00	0,0624	0,2419
Industrie tertiaire	2 692	0,00	1,00	0,4049	0,4910
Santé et éducation	2 692	0,00	1,00	0,2021	0,4016
Administration publique	2 692	0,00	1,00	0,0862	0,2807
(Ontario)	2 692	0,00	1,00	0,2366	0,4251
Provinces de l'Atlantique	2 692	0,00	1,00	0,1909	0,3931
Québec	2 692	0,00	1,00	0,1805	0,3847
Man. et Sask.	2 692	0,00	1,00	0,1430	0,3502
Alberta	2 692	0,00	1,00	0,1174	0,3219
Colombie-Britannique	2 692	0,00	1,00	0,1315	0,3380
Variable auxiliaire « retraités »	2 692	0,00	1,00	0,1809	0,3850

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 3A
Âge prévu de la retraite : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)

	Coefficient	statistique t	Sign.
(Constante)	59,720	54,518	0,000
(Femmes)			
Hommes	0,794	2,816	0,005
(45 à 49 ans)			
50 à 54 ans	1,424	4,448	0,000
55 à 59 ans	3,285	10,991	0,000
60 à 64 ans	5,254	13,269	0,000
65 à 69 ans	9,058	11,061	0,000
70 ans et plus	13,402	8,580	0,000
(Moins que les études secondaires)			
Diplôme d'études secondaires	0,172	0,470	0,638
Ét. postsecondaires incomplètes	-0,610	-1,186	0,236
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	0,365	1,065	0,287
Diplôme d'université	0,647	1,520	0,129
(Sans conjoint)			
Conjoint qui travaille	-0,873	-2,969	0,003
Conjoint qui tient la maison	-0,783	-2,022	0,043
Conjoint retraité	-1,147	-1,849	0,065
Conjoint malade	0,572	0,664	0,507
Autre situation du conjoint	-1,464	-1,245	0,213
(Mauvaise santé)			
Santé passable	2,518	2,399	0,017
Santé bonne	2,767	2,795	0,005
Santé très bonne	2,717	2,769	0,006
Santé excellente	3,060	3,098	0,002
État de santé inconnu	3,779	2,042	0,041
(Sans autre revenu)			
Autres revenus reçus	0,623	0,776	0,438
(Sans revenu d'intérêts)			
Revenu d'intérêts reçu	-0,468	-1,854	0,064
(Non-propriétaires de maison)			
Propriétaires de maison	-1,921	-5,833	0,000
(Absence de convention coll.)			
Application d'une convention coll. (Absence de rég. de retr. d'empl.)	-0,301	-1,050	0,294
Participation à rég. de retr. d'empl.	-1,268	-4,423	0,000
Indice du prestige professionnel	-0,0794	-2,330	0,020
(Industrie de fabrication)			
Industrie primaire	-0,423	-0,760	0,447
Industrie de la construction	-0,370	-0,660	0,510
Industrie tertiaire	-0,489	-1,394	0,164
Santé et éducation	-0,0328	-0,078	0,938
Administration publique	-1,091	-2,309	0,021

TABLEAU 3A (suite)
Âge prévu de la retraite : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)

(Ontario)			
Provinces de l'Atlantique	-0,594	-1,582	0,114
Québec	-0,920	-2,598	0,009
Man. et Sask.	-0,186	-0,479	0,632
Alberta	-0,113	-0,276	0,782
Colombie-Britannique	-0,338	-0,850	0,396
carré $r=0,317$; $n=1\ 266$; valeur moyenne de la variable dépendante=60,98.			

TABLEAU 3B
Âge prévu de la retraite : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus; imputation d'un âge de
retraite aux cas de retraite « exclue »)

	Coefficient	statistique t	Sign.
(Constante)	66,655	39,467	0,000
(Femmes)			
Hommes	0,332	0,718	0,473
(45 à 49 ans)			
50 à 54 ans	2,368	4,476	0,000
55 à 59 ans	3,270	6,516	0,000
60 à 64 ans	5,463	8,496	0,000
65 à 69 ans	11,893	11,063	0,000
70 ans et plus	18,017	13,083	0,000
(Moins que les études secondaires)			
Diplôme d'études secondaires	-0,213	-0,354	0,723
Ét. postsecondaires incomplètes	0,453	0,550	0,583
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	0,362	0,650	0,516
Diplôme d'université	2,035	3,022	0,003
(Sans conjoint)			
Conjoint qui travaille	-0,979	-2,034	0,042
Conjoint qui tient la maison	-1,523	-2,418	0,016
Conjoint retraité	-0,333	-0,335	0,738
Conjoint malade	0,840	0,608	0,543
Autre situation du conjoint	-1,089	-0,607	0,544
(Mauvaise santé)			
Santé passable	1,212	0,761	0,447
Santé bonne	1,635	1,100	0,272
Santé très bonne	1,252	0,850	0,395
Santé excellente	2,325	1,572	0,116
État de santé inconnu	6,884	2,718	0,007
(Sans autre revenu)			
Autres revenus reçus	1,930	1,479	0,139
(Sans revenu d'intérêts)			
Revenu d'intérêts reçu	-0,415	-1,004	0,316
(Non-propriétaires de maison)			
Propriétaires de maison	-2,487	-4,749	0,000
(Absence de convention coll.)			
Application d'une convention coll.	-3,322	-7,222	0,000
(Absence de rég. de retr. d'empl.)			
Participation à rég. de retr. d'empl.	-2,414	-4,930	0,000
Indice du prestige professionnel	-0,139	-2,514	0,012
(Industrie de fabrication)			
Industrie primaire	0,855	1,005	0,315
Industrie de la construction	-1,580	-1,714	0,087
Industrie tertiaire	-0,447	-0,784	0,433
Santé et éducation	-1,000	-1,435	0,152

TABLEAU 3B (suite)
Âge prévu de la retraite : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus; imputation d'un âge de
retraite aux cas de retraite « exclue »)

Administration publiques (Ontario)	-1,430	-1,792	0,073
Provinces de l'Atlantique	-1,152	-1,846	0,065
Québec	-0,149	-0,261	0,794
Man. et Sask.	-0,684	-1,073	0,283
Alberta	-0,756	-1,124	0,261
Colombie-Britannique	0,415	0,648	0,517

carré $r=0,332$; $n=1\ 518$; valeur moyenne de la variable dépendante=64,32.

TABLEAU 3C
Décision de retraite effective : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus)

	Coefficient	Statistique t	Sign.
(Constante)	0,1353	3,341	0,001
(Femmes)			
Hommes	0,0447	3,123	0,002
(45 à 49 ans)			
50 à 54 ans	0,0176	0,962	0,336
55 à 59 ans	0,1020	6,149	0,000
60 à 64 ans	0,2571	13,112	0,000
65 à 69 ans	0,4630	18,596	0,000
70 ans et plus	0,3457	9,236	0,000
(Moins que les études secondaires)	-0,0391	-2,110	0,035
Diplôme d'études secondaires			
Ét. postsecondaires incomplètes	0,0347	1,388	0,165
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	-0,0191	-1,131	0,258
Diplôme d'université	-0,0307	-1,437	0,151
(Sans conjoint)	-0,0427	-2,817	0,005
Conjoint qui travaille			
Conjoint qui tient la maison	-0,0048	-0,248	0,804
Conjoint retraité	0,1181	4,797	0,000
Conjoint malade	-0,0342	-0,811	0,418
Autre situation du conjoint	-0,0302	-0,601	0,548
(Mauvaise santé)	-0,0659	-1,836	0,067
Santé passable			
Santé bonne	-0,0443	-1,367	0,172
Santé très bonne	-0,0629	-1,950	0,051
Santé excellente	-0,0699	-2,139	0,033
État de santé inconnu	-0,1054	-1,761	0,078
(Sans autre revenu)	-0,0230	-0,621	0,535
Autres revenus reçus			
(Sans revenu d'intérêts)	0,0474	3,601	0,000
Revenu d'intérêts reçu			
(Non-propriétaires de maison)	-0,0092	-0,566	0,571
Propriétaires de maison			
(Absence de convention coll.)	-0,2585	-18,669	0,000
Application d'une convention coll. (Absence de rég. de retr. d'empl.)	0,2058	13,991	0,000
Participation à rég. de retr. d'empl.			
Indice du prestige professionnel	0,0072	4,196	0,000
(Industrie de fabrication)	-0,1262	-4,903	0,000
Industrie primaire			
Industrie de la construction	-0,1058	-3,749	0,000
Industrie tertiaire	-0,0267	-1,481	0,139
Santé et éducation	-0,0263	-1,173	0,241
Administration publique	0,0317	1,227	0,220

TABLEAU 3C (suite)
Décision de retraite effective : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus)

(Ontario)			
Provinces de l'Atlantique	0,0495	2,677	0,007
Québec	-0,0423	-2,288	0,022
Man. et Sask.	-0,0269	-1,336	0,182
Alberta	-0,0200	-0,945	0,345
Colombie-Britannique	-0,0354	-1,744	0,081
carré r=0,390; n=2 692; valeur moyenne de la variable dépendante=1 809.			

ANNEXE 1

Coefficients de régression logistique et variation des probabilités (dp/dx) par rapport aux coefficients de régression MCO, équations de la retraite

Variable	Coefficient de régression logistique	dp/dx	Coefficient de régression MCO
Hommes	0,5884	0,087 **	0,045 **
50 à 54 ans	1,8473	0,274 **	0,018
55 à 59 ans	3,2374	0,480 **	0,102 **
60 à 64 ans	4,1978	0,622 **	0,257 **
65 à 69 ans	5,1525	0,763 **	0,463 **
70 ans et plus	4,6352	0,687 **	0,346 **
Dipl. d'études secondaires	-0,6175	-0,091 **	-0,039 **
Ét. postsec. incomplètes	0,3906	0,058	0,035
Ét. dans un coll. comm. ou un établ. de formation prof.	-0,1465	-0,022	-0,019
Diplôme d'université	-0,0623	-0,009	-0,031
Conjoint qui travaille	-0,7102	-0,105 **	-0,043 **
Conjoint qui tient la maison	-0,2494	-0,037	-0,005
Conjoint retraité	0,7386	0,109 **	0,118 **
Conjoint malade	-0,2882	-0,043	-0,034
Conjoint, autre situation	-0,4103	-0,061	-0,030
Santé passable	-0,5804	-0,086 *	-0,066 *
Santé bonne	-0,3747	-0,056	-0,044
Santé très bonne	-0,6818	-0,101 **	-0,063 *
Santé excellente	-0,7188	-0,107 **	-0,070 **
Santé inconnue	-0,9113	-0,135	-0,105 *
Autres revenus	-0,0826	-0,012	-0,023
Revenu d'intérêts	0,4165	0,062 **	0,047 **
Propriétaire d'une habitation	0,0250	0,004	-0,009
Convention collective	3,5689	0,529 **	-0,259 **
Rég. de retraite de l'employeur	2,2754	0,337 **	0,206 **
Prestige professionnel	0,0513	0,008 **	0,007 **
Industrie primaire	1,0492	0,155 **	-0,126 **
Construction	-0,8143	-0,121 **	-0,106 **
Industrie tertiaire	-0,2716	-0,040	-0,027
Santé et éducation	-0,0425	-0,006	-0,026
Administration publique	0,6994	0,104 **	0,032
Provinces de l'Atlantique	0,4601	0,068 **	0,050 **

APPENDIX 1 (suite)

Coefficients de régression logistique et variation des probabilités (dp/dx) par rapport aux coefficients de régression MCO, équations de la retraite

Québec	-0,5632	-0,083 **	-0,042 **
Man. et Sask.	-0,3663	-0,054	-0,027
Alberta	-0,3072	-0,046	-0,020
Colombie-Britannique	-0,4303	-0,064 *	-0,035 *
Constante	4,4827	0,664 **	0,135 **

Dans le cas des coefficients de régression MCO, la signification statistique est désignée par ** au niveau de 0,05 et par * au niveau de 0,10, les valeurs critiques fondées sur le test bilatéral étant respectivement de 1,96 et de 1,65.

Dans le cas des coefficients de régression logistique, la signification est fonction des statistiques de Wald pour les données informatiques produites.

La mesure dp/dx se calcule comme le coefficient de régression logistique multiplié par $P(1-P)$, où $P=0,1809$, soit les probabilités moyennes de retraite dans cet échantillon.