



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 227

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-77426-4

## Document de recherche

Direction des études analytiques  
Documents de recherche

# Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada

par Charles M. Beach et Ross Finnie

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
24-F Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



*Toutes les opinions émises par les auteurs de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.*



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

# Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada

par Charles M. Beach\* et Ross Finnie\*\*

11F0019 N° 227  
ISSN : 1205-9161  
ISBN : 0-662-77426-4

\*\*Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
24-F, immeuble R.H.Coats, Ottawa K1A 0T6  
\*Département d'économie  
Université Queen's

Comment obtenir d'autres renseignements:  
Service national de renseignements: 1 800 263-1136  
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

**Août 2004**

Ces travaux de recherche ont été rendus possibles par la Direction générale de la recherche appliquée de Développement des ressources humaines Canada. La Division des données régionales et administratives de Statistique Canada a mis ses données administratives longitudinales (DAL) à la disposition des auteurs aux fins de leur étude et leur a apporté une aide supplémentaire au besoin. Ceux-ci remercient le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada de leur avoir versé une subvention essentielle aux premiers stades de leur recherche à l'aide des données DAL. Ils remercient aussi de leurs commentaires précieux les participants à un séminaire des universités Wilfrid Laurier et Dalhousie et du Centre for Industrial Relations de l'Université de Toronto, ainsi que trois examinateurs anonymes et un membre de la rédaction de la Revue canadienne d'économie, où paraîtra la présente étude. Roger Sceviour a collaboré aux calculs avec brio, et Elaine Constant a fait de l'excellent travail de secrétariat. Ce document présente les opinions des auteurs, qui ne sont pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2004

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

*Also available in English*

## **Table des matières**

I. Introduction .....	5
II. Ensemble de données DAL et échantillon d'analyse .....	6
III. Évolution de la répartition et polarisation des gains .....	7
IV. Évolution d'année en année de la mobilité sur le plan des gains .....	9
1. Mobilité sur le plan des gains et matrices de passage .....	9
2. Récapitulation des tendances de passage .....	10
V. Analyse de Beaudry-Green par cohortes avec des données longitudinales.....	12
1. Établissement de profils âge-gains par cohorte d'entrée.....	13
2. Résultats des profils longitudinaux âge-gains des cohortes .....	13
VI. Conclusions .....	15
Bibliographie.....	30

## **Résumé**

Dans cette étude, nous nous reportons à des données longitudinales extraites des dossiers fiscaux des deux dernières décennies pour (i) examiner les tendances de la polarisation et, sur un plan plus général, de l'évolution de la répartition des gains, (ii) dégager les tendances d'année en année de la mobilité sur le plan des gains et (iii) appliquer à des données longitudinales réelles l'analyse par cohortes synthétiques que font Beaudry et Green (2000a) de profils âge-gains. Ce qui distingue le plus le régime d'évolution de la répartition des gains est la progression des gains (réels) des femmes, une plus grande polarisation du revenu du travail chez les hommes et une baisse des gains réels tant des travailleurs que des travailleuses (de 20 à 24 ans) qui font leur entrée sur le marché du travail. On relève de plus amples variations pour les années de récession et une inversion des tendances depuis 1994 dans ces dernières cohortes d'entrée des hommes et des femmes. La mobilité vers le haut sur le plan des gains est bien plus grande chez les travailleurs que chez les travailleuses, mais l'écart a diminué d'une manière significative pendant la période étudiée, bien que les tendances se soient inversées en raison de la vive expansion économique depuis le milieu des années 1990. L'analyse par cohortes fait voir une constante évolution à la hausse des profils de gains des gens qui sont entrés sur le marché du travail dans les années 1960 et 1970 et une évolution à la baisse pour les cohortes d'entrée des années 1980 et 1990 selon les constatations de Beaudry et Green. Pour les dernières cohortes d'entrée (1990-1994) cependant, les profils semblent s'être faits plus abrupts, d'où l'impression que la rétribution de l'expérience s'est accrue pour ces groupes. Nous examinerons certaines des conséquences de ces observations.

**Mots clés :** Polarisation, répartition des gains, mobilité sur le plan des gains, profils des gains

## **I. Introduction**

Dans cette étude, nous nous reportons aux données longitudinales des dossiers fiscaux pour examiner sous plusieurs aspects l'évolution des gains au Canada de 1982 à 1999. Plus précisément, nous (i) considérons la polarisation et l'évolution de la répartition des gains, (ii) dégageons les tendances d'année en année de la mobilité sur le plan des gains et leur variation par des matrices annuelles de passage et (iii) reproduisons et actualisons l'analyse par cohortes synthétiques que font Beaudry et Green (2000a) de profils âge-gains en exploitant des données longitudinales réelles sur les gains des cohortes.

Notre étude fait appel à la banque récemment établie de données administratives longitudinales (DAL) avec ses nouvelles possibilités d'étude des questions de mobilité de revenu et d'établissement de profils longitudinaux réels du revenu des travailleurs canadiens. Le fonds d'information DAL est constitué d'un échantillon à 10 % représentatif des déclarants fiscaux canadiens qui a été tiré par Statistique Canada des dossiers d'impôt sur le revenu de l'Agence des douanes et du revenu du Canada pour les années 1982-1999 aux fins de la présente étude. Nous nous attachons aux gains, c'est-à-dire au revenu du travail plutôt qu'au revenu total, car la montée des inégalités et des polarisations et la décroissance du revenu réel de certains travailleurs ont principalement été imputées au marché du travail, et aussi parce que l'analyse de Beaudry-Green sur laquelle nous nous appuyons porte sur les gains des travailleurs et que nous désirons faire abstraction des effets des transferts de l'État et des autres sources de revenu.

Dans une étude antérieure de Beach et Slotsve (1996) par données transversales groupées, on a constaté une polarisation marquée du revenu du travail dans les années 1980 et au début des années 1990 au pays. On a aussi constaté que le phénomène avait largement à voir avec les variations cycliques du marché du travail. Beach et Finnie (1998) ont dégagé pour leur part une ample évolution par hausses et baisses de la répartition des gains au Canada. Dans la présente étude, nous reprenons pour une période plus récente ces questions de polarisation et d'évolution de répartition à l'aide du très vaste ensemble de microdonnées DAL.

Par mobilité sur le plan des gains, nous entendons l'évolution des gains relatifs individuels des travailleurs dans le temps. En soi, cette mobilité est considérée comme un indicateur de l'égalité des chances sur le marché du travail, plus particulièrement dans une perspective globale de carrière où les jeunes travailleurs peuvent débiter avec des gains relativement faibles et, par l'expérience et la formation professionnelles, progresser dans l'échelle du revenu du travail pendant le plus clair de leurs années de carrière (Shorrocks, 1978). Dans de récents travaux, on a lié la mobilité au bien-être économique (Dardanoni, 1993; Beach, 2003), aussi serait-il bon d'examiner comment cette mobilité a évolué pendant la période visée. Nous exploitons à cette fin le caractère longitudinal bien réel des données DAL. Au nombre des grandes études non canadiennes offrant un excellent traitement de la mobilité de revenu d'année en année, on compte Atkinson, Bourguignon et Morrison (1992), Duncan, Smeeding et Rodgers (1994), OCDE (1993, 1996), Buchinsky et Hunt (1996) et Burkhauser, Holtz-Eakin et Rhody (1997). La seule étude canadienne de la première époque que nous connaissions est celle de Kennedy (1989), qui utilise un fichier administratif relativement modeste du Régime de pensions du Canada portant sur les gains des hommes d'âge mûr de 1966 à 1983. Dans une foule d'études canadiennes plus récentes,

on se sert invariablement de données liées aux dossiers d'impôt sur le revenu, s'attache à la fréquence et à la durée des périodes de faibles gains, compare les mesures des inégalités avec des moyennes de gains sur un certain nombre d'années (Morrissette et Bérubé, 1996; Finnie, 1997b) et étudie la persistance des périodes de faible revenu parmi les familles (Laroche et Ruggeri, 1996; Laroche, 1997; Finnie 1997a), la mobilité intergénérationnelle de revenu (Corak et Heisz, 1995, 1998, 1999; Fortin et Lefebvre, 1998), la dynamique des gains sur plusieurs années ou à long terme (Beach et Finnie, 1998) et les éléments d'analyse de décomposition-variance de l'évolution longitudinale du revenu du travail (Baker et Solon, 1999; Beach, Finnie et Gray, 2003). Notre but est d'examiner la mobilité à court terme ou d'année en année sur le plan des gains chez les deux sexes par des matrices de passage, aspect absent de toutes les études que nous venons d'énumérer.

Une récente étude de Beaudry et Green (2000a) parue dans la *Revue canadienne d'économique* a permis de dégager l'évolution des profils longitudinaux âge-gains par cohortes au pays et d'ainsi constater par inférence comment les fortunes économiques des diverses cohortes ont pu se transformer, tout comme la rétribution de la compétence par l'expérience acquise au travail. L'analyse de ces auteurs porte sur des cohortes synthétiques tirées d'enquêtes transversales sur les finances des consommateurs de 1971 à 1993. La méthodologie des cohortes synthétiques est aussi appliquée dans Beaudry et Green (2000b) et Osberg (2001). En dernière partie de la présente étude, nous réexaminons et actualisons Beaudry et Green (2000a) à l'aide des microdonnées longitudinales réelles du fichier DAL, ce qui apportera une confirmation et livrera le constat de différences curieuses dans le cas des cohortes des années 1990.

## ***II. Ensemble de données DAL et échantillon d'analyse***

Le fichier principal DAL que nous exploitons ici est un échantillon à 10 % représentatif de tous les déclarants fiscaux canadiens depuis 1982<sup>1</sup>. On y trouve des renseignements sur le revenu par provenance, l'impôt et diverses caractéristiques démographiques d'après les déclarations de revenus des particuliers (ce fichier ne nous renseigne malheureusement pas sur les heures travaillées ni sur l'instruction). Pour être le plus complet possible, nous regardons le revenu total du travail (ou les « gains »), c'est-à-dire tout le revenu sous forme de salaires et de traitements et le revenu net tiré d'un travail indépendant.

L'échantillon de notre étude comprend tous les gens de 20 à 64 ans, gagnant un revenu, qui n'étudiaient pas à plein temps dans l'année de revenu visée et qui ont reçu au moins 1 000 \$ en gains (dollars constants de 1999) selon les feuillets T1 des années 1982 à 1999. Nous visons à approcher le concept d'« ensemble de personnes gagnant un revenu » de Statistique Canada, tout en excluant les gens dont l'activité est restreinte sur le marché du travail. Les personnes visées sont prises en compte dans l'analyse pour les années où elles répondent à ces critères et exclues le reste du temps. On trouvera dans Beach et Finnie (2000) tous les détails sur ces critères d'exclusion et l'étendue de l'échantillon d'analyse. L'échantillon ainsi obtenu varie de 1,035 million d'observations (608 000 hommes et 427 000 femmes) en 1982 à 1,270 (679 000 et 591 000) en 1999.

---

1. Depuis, l'échantillon a été porté à 20 %.

Les hommes et les femmes sont répartis en quatre groupes d'âge : travailleurs qui débutent (20 à 24 ans), jeunes travailleurs (25 à 34 ans), travailleurs d'âge mûr (35 à 54 ans) et travailleurs âgés (55 à 64 ans). Voici la répartition de fréquence par âge en 1999 :

	<u>Femmes</u>	(1 000 obs.)	<u>Hommes</u>
Travailleurs débutants (20-24)	46,9 (7,9 %)		56,2 (8,3 %)
Jeunes travailleurs (25-34)	145,5 (24,6 %)		160,1 (23,6 %)
Travailleurs d'âge mûr (35-54)	340,1 (57,5 %)		380,3 (56,0 %)
Travailleurs âgés (55-64)	58,7 (9,9 %)		82,3 (12,1 %)

Pour élaborer des matrices de passage, nous avons divisé la répartition des gains en intervalles ordonnés. Fidèles à la convention propre aux études consacrées à la polarisation, nous exprimons les valeurs limites des intervalles en gains annuels médians à l'échelle de la répartition. Les valeurs de démarcation sont les suivantes : moins de 25 % de la médiane (intervalle très bas), 25-50 % (bas), 50-100 % (intermédiaire bas), 100-150 % (intermédiaire haut), 150-200 % (haut) et plus de 200 % (très haut). Elles varient d'année en année selon l'évolution des gains réels médians, mais il faut préciser que, en réalité, la médiane a relativement peu changé de 1982 à 1999. Son minimum était de 25 600 \$ en 1994 et ses valeurs maximales se sont établies à 27 500 \$ en 1998 et à 27 700 \$ en 1999. Tous les chiffres sont en dollars constants de 1999.

### **III. Évolution de la répartition et polarisation des gains**

Nous examinerons d'abord l'évolution de la répartition des gains de 1982 à 1999. Au tableau 1, on peut voir la répartition des travailleurs et des travailleuses aux deux années limites de l'échantillon et aux années de crête (1989 et 1999) et de creux (1983, 1991 et 1994) de la période visée. Que les hommes aient en moyenne des gains supérieurs à ceux des femmes se remarque à la prédominance bien nette des premiers dans les deux intervalles supérieurs du revenu du travail et au plus grand nombre de femmes dans les trois intervalles inférieurs.

La tendance la plus marquante de l'évolution de cette répartition a été la progression des gains (réels) des femmes par rapport à la médiane, celles-ci étant en proportion décroissante dans les intervalles inférieurs et en proportion généralement croissante dans les intervalles supérieurs. Ainsi, si on mesure l'évolution des proportions des trois intervalles supérieurs par rapport à celles des trois intervalles inférieurs,

$$\left( P_{VH} + P_H + P_{HM} \right) - \left( P_{LM} + P_L + P_{VL} \right) \quad (1)$$

on constate pour l'ensemble de la période une progression de 14,7 points pour les travailleuses et une régression de 6,5 pour les travailleurs. Comme il s'agit des gains annuels, les hausses de gains féminins traduisent une double augmentation des heures travaillées par an et des taux salariaux.

Il ressort aussi du tableau 1 un phénomène de plus grande polarisation des gains masculins dans l'ensemble, un plus grand nombre de travailleurs se situant aux extrémités inférieure et supérieure de la répartition des gains. Ainsi, de 1982 à 1999, la somme des pourcentages des deux intervalles extrêmes,

$$P_{VL} + P_{VH} \tag{2}$$

s'est accrue de 2,9 points environ (ou 10,4 %) avec le quart de l'augmentation pour l'extrémité inférieure et les trois quarts pour l'extrémité supérieure.

Les variations cycliques de ces deux tendances de répartition se remarquent aussi. De 1989 à 1994, l'évolution générale représentée par (1) s'est caractérisée par une croissance de 10,9 points pour les femmes et une décroissance de 7,8 pour les hommes. De 1994 à 1999, ces mouvements se sont un peu renversés. De même, le degré de polarisation des gains représenté dans (2) s'est élevé de 4,4 points de 1989 à 1994 chez les hommes et est descendu de 2,4 pendant les années d'expansion 1994-1999. Ainsi, les variations cycliques sont des plus marquées en période de récession économique, plus particulièrement chez les hommes (qui travaillent généralement plus dans les industries manufacturières et primaires de biens d'une plus grande instabilité cyclique et qui n'ont pas profité du long mouvement de progression des gains qu'ont connu les femmes).

Dans les études récentes (dont Beaudry et Green, 2000a; Beach et Finnie, 1998), on a relevé des différences considérables de gains entre les groupes d'âge. Le tableau 2 décrit la répartition des gains selon les travailleurs débutants, jeunes, d'âge mûr et âgés. Les travailleurs débutants se trouvent plus concentrés – ce qui n'a rien d'étonnant – vers l'extrémité inférieure de cette répartition et les travailleurs d'âge mûr, vers l'extrémité supérieure.

Les variations les plus amples ont été celles des travailleurs débutants des deux sexes. De 1982 à 1999, la proportion de débutantes dans les intervalles bas et très bas a monté de 44,1 % à 58,6 % et, dans les deux intervalles intermédiaires, est tombée de 54,0 % à 40,1 %. Chez les hommes, la proportion dans les deux intervalles inférieurs a augmenté de 36,9 % en 1982 à 53,8 % environ en 1994 pour ensuite descendre à 45,1 % environ en 1999; dans les tranches haute et intermédiaire haute, elle a décliné de 28,6 % en 1982 à 14,2 % en 1994 pour ensuite remonter à 17,75 % en 1999. Là encore, les plus grandes variations se sont produites en période de récession et un mouvement inverse s'est amorcé en 1994. Nous examinons ces résultats plus en détail à la section V plus loin<sup>2</sup>.

---

2. La décroissance des gains réels des travailleurs débutants dans notre échantillon peut s'expliquer en partie par une nette montée des taux de fréquentation du palier postsecondaire, les jeunes qui vont au collège ou à l'université étant les travailleurs les plus productifs et les étudiants en question se retirant relativement peu à peu de notre échantillon de travailleurs, mais ce n'est sûrement pas là toute l'histoire, car le recul des gains revêt un important caractère cyclique et le mouvement se renverse en réalité après 1994. Ce recul se manifeste aussi dans le groupe des jeunes travailleurs de sexe masculin qui, entre les âges de 25 et 34 ans, comprendrait ceux qui ont fait des études postsecondaires après qu'ils sont entrés sur le marché du travail.

Dans les groupes des travailleurs d'âge mûr (35-54 ans) et âgés (55-64 ans) cependant, les hommes et les femmes ont connu des tendances plutôt différentes de la répartition des gains. Les proportions de travailleuses de ces groupes d'âge ont généralement diminué dans les tranches basse et intermédiaire basse et augmenté dans les tranches haute et intermédiaire haute. Chez les hommes, on a observé la tendance opposée pour l'essentiel. Aspect intéressant, la proportion de travailleurs d'âge mûr dans la tranche très haute a sensiblement baissé depuis 1994 chez les femmes et, tout à fait considérablement, chez les hommes. Les gains des travailleurs âgés se sont aussi polarisés davantage chez les deux sexes.

#### **IV. Évolution d'année en année de la mobilité sur le plan des gains**

##### **1. Mobilité sur le plan des gains et matrices de passage**

Nous exploiterons maintenant le caractère longitudinal des données DAL pour examiner la mobilité de gains d'année en année chez les divers travailleurs. Cette dynamique est, bien sûr, un grand facteur déterminant de l'évolution de la répartition transversale des travailleurs que nous venons d'observer.

Dans cette section, le principal instrument d'analyse est la matrice de passage. Il s'agit d'une matrice bidimensionnelle d'intervalles de gains, avec l'année initiale à gauche et l'année suivante au haut, dont les éléments indiquent les pourcentages de travailleurs passant de l'intervalle de gains  $i$  la première année à l'intervalle  $j$  l'année suivante. L'addition des pourcentages donne 100 à chaque ligne. Le tableau 3 présente séparément pour les hommes et les femmes les matrices annuelles de passage de 1998-1999<sup>3</sup>. Dans la première partie, les chiffres de la ligne du bas indiquent que 86,3 % des travailleurs qui se trouvaient dans l'intervalle très haut en 1998 y étaient toujours en 1999 et que seulement 2,5 % environ des travailleurs ayant eu les meilleurs gains en 1998 sont tombés de deux intervalles dans l'intervalle intermédiaire haut. Les chiffres (en caractères gras) de la diagonale principale sont les « probabilités de non-déplacement » (exprimées en pourcentage) et les chiffres à droite et au-dessus de cette diagonale, les probabilités de déplacement vers le haut d'un ou de plusieurs intervalles. Enfin, les chiffres à gauche et au-dessous de la diagonale sont les probabilités de déplacement vers le bas.

Les valeurs de probabilités de non-déplacement sont les plus élevées à chaque ligne et les probabilités décroissent à mesure que l'on s'éloigne de cette cellule. En d'autres termes, il est bien moins probable que les gains des travailleurs changent considérablement d'une année à l'autre qu'ils se situent toujours dans le même intervalle ou passent à l'intervalle adjacent. Il faut toutefois se rappeler que les intervalles sont plutôt étendus, représentant 25 % ou 50 % de la médiane, ce qui laisse toute une plage de variation des gains d'année en année sans que les travailleurs en question quittent l'intervalle qui est le leur.

Les probabilités de non-déplacement s'élèvent généralement avec le niveau des gains. Ainsi, la stabilité des gains est bien plus grande au haut de la répartition qu'ailleurs. Les probabilités de

---

3. Nous aurions pu calculer des erreurs-types pour les pourcentages estimés de passage (Amemiya, 1985, ch. 11), mais dans notre étude les tailles d'échantillon étaient si grandes que nous n'avons pas jugé bon d'en présenter.

non-déplacement sont de 47 % à 49 % dans les deux intervalles inférieurs et de 86 % dans l'intervalle du haut (ensemble des travailleurs). D'un autre point de vue, disons que les probabilités de déplacement vers le bas d'un ou de plusieurs intervalles ne sont que de 13 % pour les hommes et de 17 % pour les femmes au haut de la répartition, alors que les probabilités de déplacement vers le haut à partir de l'intervalle du bas s'établissent à 56 % et 48 % respectivement. La mobilité des travailleurs sur le plan des gains est donc bien plus grande vers le bas qu'au haut de la répartition, ce qui est confirmé par l'opposé la constatation d'une stabilité supérieure dans l'intervalle du haut.

Sauf pour cet intervalle, les probabilités de non-déplacement sont plus élevées chez les femmes que chez les hommes, tout particulièrement au bas de la répartition. En d'autres termes, les femmes ont généralement moins de mobilité sur le plan des gains et une plus grande stabilité d'année en année que les hommes<sup>4</sup>. Cela s'accorde avec la constatation que les femmes ont moins de possibilités sur le marché du travail et présentent habituellement un profil âge-gains plus plat que celui des hommes. Cela rappelle aussi que les femmes sont moins sensibles aux effets cycliques. Les probabilités moyennes de déplacement vers le haut d'un ou de plusieurs intervalles de 1998 à 1999 étaient de 26,25 % pour les hommes et de 20,3 % pour les femmes; les probabilités correspondantes de déplacement vers le bas s'établissaient à 12,7 % et 13,8 % respectivement. Ainsi, les hommes ont plus de chances que les femmes d'élever leurs gains en une année d'un ou de plusieurs intervalles et en gros les mêmes probabilités qu'elles de les voir régresser d'un ou de plusieurs intervalles aussi.

Les données du tableau 3 sur la mobilité des gains visent une période de forte expansion économique et de contraction des taux de chômage. Le tableau 4 livre les chiffres correspondants pour la période de récession profonde 1991-1992. Toutes les tendances déjà mentionnées sont encore présentes, mais en général les probabilités de déplacement vers le haut et vers le bas sont respectivement inférieures et supérieures à celles du tableau 3 et, au bas de la répartition, les probabilités de non-déplacement sont nettement plus élevées.

## **2. Récapitulation des tendances de passage**

Le tableau 5 présente certaines mesures récapitulatives de passage. Dans ce cas, la « mobilité moyenne » est une mesure en pourcentage de l'ensemble des gens (de toutes les tranches de gains) qui passent d'une catégorie à une autre (100 % moins la moyenne des pourcentages de non-déplacement sur les six intervalles de gains). Les probabilités moyennes de déplacement vers le haut représentent la moyenne (sur tous les intervalles de gains) des pourcentages de déplacement vers le haut d'un ou de plusieurs intervalles et les probabilités moyennes de déplacement vers le bas, la même moyenne sur tous les intervalles des pourcentages correspondants de déplacement vers le bas. Les probabilités nettes moyennes de déplacement vers le haut sont donc la différence entre les deux dernières mesures dynamiques. Les années de

---

4. Comme les femmes ont des gains inférieurs à ceux des hommes en moyenne, il leur faudrait de plus grandes variations en pourcentage pour qu'il y ait correspondance avec les variations d'année en année du revenu du travail qui sont caractéristiques des hommes; dans des intervalles de gains *donnés* cependant, cet argument ne vaut pas.

passage visées sont les deux périodes de récession 1982-1983 et 1991-1992 et les deux périodes d'expansion 1987-1988 et 1998-1999.

On constate que, en moyenne, la mobilité sur le plan des gains est bien plus grande chez les hommes que chez les femmes, les premiers présentant des profils de gains qui sont généralement plus élevés et plus abrupts. On peut toutefois voir que la mobilité moyenne chez les hommes est en décroissance à long terme, étant passée de 43,2 % en 1982-1983 à 39,0 % en 1998-1999, alors que, chez les femmes, elle demeurerait inchangée en réalité. C'est ainsi que l'écart de mobilité moyenne entre les sexes a rétréci de moitié, passant de 8,2 à 4,8 points de 1982-1983 à 1998-1999.

Ce qui est plus intéressant encore, c'est que la perte de mobilité moyenne des hommes sur le plan des gains a été déterminée dans une large mesure par une baisse des probabilités moyennes de déplacement vers le haut dans la répartition des gains. Dans la période de récession profonde du début des années 1990, les chances moyennes de déplacement vers le haut ont largement décliné chez les hommes, tandis qu'elles demeuraient les mêmes chez les femmes pour l'essentiel (dans l'ensemble). Quant aux probabilités moyennes de déplacement vers le bas, elles présentent une hausse modeste chez les hommes et une légère baisse chez les femmes. Le résultat est que les probabilités nettes moyennes de déplacement vers le haut ont été en baisse significative (de 13,9 % en 1987-1988 à 8,7 % en 1991-1992) chez les hommes et en hausse (de 3,0 % à 4,3 %) chez les femmes. Toutefois, la vive expansion économique de la seconde moitié de la décennie 1990 a pour ainsi dire effacé les pertes ainsi subies par les hommes, si bien que, en 1998-1999, les probabilités nettes moyennes de déplacement vers le haut étaient essentiellement redevenues ce qu'elles avaient été au milieu des années 1980. Chez les femmes, les probabilités correspondantes ont été en progression accélérée et la hausse était de 6,5 points en 1998-1999. Bien sûr, l'évolution de la mobilité nette vers le haut est largement attribuable à des facteurs cycliques chez les hommes depuis les premières années de la décennie 1980, alors que, chez les femmes, on observe somme toute une constante évolution à la hausse dans la même période.

Le tableau 6 présente des statistiques sommaires semblables de mobilité par groupe d'âge. Pour écarter les petites tailles de cellules pour certains intervalles de gains des travailleurs débutants et âgés, nous ramenons nos six tranches à trois, à savoir les intervalles bas, intermédiaire et haut, les valeurs de démarcation étant dans ce cas 50 % et 150 % de la médiane. Dans ce tableau, on trouvera donc seulement des matrices de passage trois sur trois.

La mobilité moyenne est la plus grande chez les travailleurs débutants et jeunes et décroît ensuite généralement avec l'âge. Les probabilités moyennes de déplacement vers le haut culminent aussi chez les jeunes travailleurs et baissent considérablement avec l'âge. Quant aux probabilités de déplacement vers le bas, elles sont les plus faibles chez les travailleurs d'âge mûr et les plus fortes chez les travailleurs débutants et âgés. Ainsi, les probabilités nettes de déplacement vers le haut sont bien plus élevées chez les travailleurs jeunes et d'âge mûr et bien moindres (et en fait négatives à l'occasion) chez les travailleurs débutants et âgés. C'est que, en général, les travailleurs ont un profil de gains concave et que les profils masculins sont généralement plus élevés et plus concaves que les profils féminins (c'est une observation fréquente dans les études spécialisées).

La grande perte de mobilité moyenne des hommes sur le plan des gains, dont la cause principale est une baisse des probabilités moyennes de déplacement vers le haut dans l'ensemble pour ce sexe, se remarque dans les quatre groupes d'âge. Ce sont les travailleurs d'âge mûr qui connaissent les plus fortes diminutions de mobilité moyenne et de probabilités moyennes de déplacement vers le haut. La tendance relevée dans l'ensemble pour les femmes n'est toutefois pas présente dans tous les groupes d'âge. L'augmentation des probabilités nettes moyennes de déplacement vers le haut chez l'ensemble des femmes au tableau 5 est plutôt à mettre au compte des seules travailleuses d'âge mûr et jeunes, puisque ces probabilités ont en fait diminué chez les travailleuses débutantes et âgées. La différence s'accroît donc sur ce plan entre les deux tranches d'âge intermédiaires et les deux tranches extrêmes et, par conséquent, les profils de gains féminins deviennent plus concaves et ressemblent davantage à ceux des hommes.

## ***V. Analyse de Beaudry-Green par cohortes avec des données longitudinales***

Dans un récent article paru dans la *Revue canadienne d'économique*, Beaudry et Green (2000a) se sont demandé si l'écart croissant de gains observé au Canada entre les travailleurs d'âge mûr et les jeunes travailleurs était imputable à des profils âge-gains qui se font plus abrupts – et donc à des différences croissantes d'expérience professionnelle correspondant aux plus grandes différences de compétence que soulignent les études américaines sur la montée des inégalités – ou bien à une évolution plus générale à la baisse des profils âge-gains des dernières cohortes de nouveaux actifs. La chose est importante pour notre compréhension des facteurs à la base de l'accentuation des inégalités de gains et des autres éléments d'évolution du marché du travail au Canada (comme ailleurs) dans les années 1980 et le plus clair de la décennie 1990. Elle est aussi d'un intérêt immédiat pour le sort des cohortes plus récentes de travailleurs, puisque, selon la première de ces explications (profils plus abrupts), il semblerait que les gains plus faibles des cohortes récentes de jeunes travailleurs ont tout d'un phénomène temporaire et que le revenu du travail s'accroîtra plus rapidement dans ces cohortes que dans les cohortes antérieures à mesure que les intéressés gagneront en expérience professionnelle, et puisque aussi, selon la seconde explication, les baisses observées sont permanentes dans le sens même d'une détérioration des perspectives de gains de carrière dans les cohortes plus récentes par rapport aux cohortes antérieures. Il s'agit donc de voir ce qu'il est advenu des profils âge-gains des cohortes récentes comparativement à ceux des cohortes antérieures. Beaudry et Green (B-G dans la suite de cet exposé) entreprennent cette analyse empirique en constituant des cohortes synthétiques de travailleurs par les données transversales regroupées de l'Enquête sur les finances des consommateurs pour le Canada de 1971 à 1993. En général, ils constatent que, pour l'essentiel, les profils des différentes cohortes d'entrée ne se sont pas faits plus abrupts et se trouvent donc à retenir la seconde hypothèse (décroissance permanente) plutôt que la première.

Les données DAL donnent la possibilité de reprendre ces questions en refaisant l'analyse empirique de B-G à l'aide de données longitudinales réelles de cohortes plutôt qu'avec les données de cohortes synthétiques et en ayant soin d'actualiser l'analyse en la faisant porter sur des années plus proches.

## **1. Établissement de profils âge-gains par cohorte d'entrée**

À l'instar de B-G, nous définissons les cohortes par la date à laquelle un groupe « bienne » (deux années d'âge) de travailleurs devient âgé de 25 ou 26 ans (moment où nous considérons qu'il accède à l'activité à plein temps). Ainsi, la cohorte d'entrée de 1982 (CE82) comprend les travailleurs de notre échantillon qui sont âgés de 25 ou 26 ans en 1982. Nous pouvons suivre cette cohorte sur une période de 18 ans (c'est-à-dire jusqu'à l'âge de 42 ou 43 ans en 1999). De même, la cohorte d'entrée de 1970 (CE70) est formée des travailleurs de notre échantillon qui ont 25 ou 26 ans en 1970. Les intéressés entrent dans notre fenêtre d'échantillonnage en 1982 à l'âge de 37 ou 38 ans et sont suivis jusqu'en 1999, c'est-à-dire jusqu'à l'âge de 54 ou 55 ans. Il y a donc observation intégrale sur 18 ans des cohortes CE82, CE80, CE78, ..., CE60. Les cohortes plus récentes passent moins de ces 18 ans dans notre échantillon. Ainsi, la cohorte de 1990 (CE90) y entre (à l'âge de 25 ou 26 ans) en 1990 et y passe seulement 10 ans, atteignant l'âge de 34 ou 35 ans en 1999. Il y a donc observation partielle des cohortes plus récentes CE84, CE86, ..., CE96. De même, l'observation reste partielle dans le cas des cohortes anciennes qui se retirent de l'échantillon avant 1999 : CE58, CE56, ..., CE46.

Pour chaque année de présence d'une cohorte d'entrée dans notre échantillon, nous calculons les gains moyens. Les profils établis âge-gains sont représentés aux figures A1 (pour les femmes) et A2 (pour les hommes) en annexe. On peut discerner d'emblée la pente concave généralement positive des profils. Ceux-ci sont plus élevés pour les hommes, mais les mouvements vers le haut le long des cohortes sont plus prononcés chez les femmes.

Pour prendre les conditions macroéconomiques en compte et lisser la variation des gains d'année en année, nous ajustons, comme B-G, des régressions de lissage aux moyennes des gains pour chaque cohorte. Dans chaque régression de cohorte, les variables explicatives sont un cubique de l'âge avec un taux de chômage en correction de tendance<sup>5</sup>. Les figures 1 et 2 représentent par cohorte les profils âge-gains de lissage ou de prévision.

## **2. Résultats des profils longitudinaux âge-gains des cohortes**

Les courbes peuvent être comparées aux résultats de B-G (dans leurs figures 1 et 2). On doit garder à l'esprit un certain nombre de différences entre les deux études. L'échantillon d'estimation B-G comprend les chefs ou les conjoints des ménages de recensement qui gagnent un revenu. Leur mesure des gains vise les gains hebdomadaires réels, c'est-à-dire le revenu sous forme de salaires et de traitements, le revenu tiré d'un travail indépendant et le revenu locatif. B-G subdivisent aussi leur échantillon par niveau d'instruction en « études secondaires complètes » et « études universitaires ». Pour notre part, nous tenons compte de toutes les personnes gagnant un revenu, et non pas des seuls chefs et conjoints des ménages; notre mesure vise en valeur annuelle les salaires, les traitements et le revenu net tiré d'un travail indépendant.

---

5. Le taux de chômage est celui des hommes de 25 à 54 ans. Nous avons apporté la correction de tendance en opérant la régression de ce taux sur un quadratique de la tendance temporelle et en prenant les valeurs résiduelles comme taux de chômage corrigé. On peut demander aux auteurs toutes les régressions avec les moyennes brutes sous-jacentes.

Disons enfin que nous ne décomposons pas nos profils en niveaux de scolarité, de telles données étant indisponibles dans le fonds d'information DAL.

Nos résultats aux figures 1 et 2 n'en concordent pas moins avec les principaux résultats de B-G, mais avec une différence curieuse ou une étrange réserve à faire. On peut constater la grande évolution à la hausse des profils de gains des cohortes d'entrée des années 1960 et 1970 et l'évolution largement atténuée des profils des hommes des cohortes des années 1980 et 1990. Ainsi, si les gens entrent sur le marché du travail dans des cohortes différentes (ils s'y trouvent en fait depuis la naissance), ils auront aussi des expériences très différentes en matière de revenu du travail.

L'évolution des profils de gains par cohorte est des plus sensibles chez les femmes à la figure 1. Dans les cohortes intermédiaires et anciennes, les profils ont généralement évolué vers le haut au fil des ans, mais sans que la pente de cette variation change outre mesure. On note une grande évolution à la hausse pour les cohortes CE66, CE70, CE72 et CE76<sup>6</sup>. Dans leur cas, la carrière a consisté pour l'essentiel en une progression des perspectives de gains. Les cohortes plus récentes ont toutefois eu un sort différent. À partir de la cohorte CE82 ou CE84 en gros, on peut voir que les gains des jeunes travailleuses (p. ex. de 20 à 28 ans) n'ont plus invariablement augmenté de cohorte en cohorte. C'est ce qui ressort tout particulièrement des moyennes brutes de la figure A1 en annexe, où on peut constater que les cohortes d'entrée des années 1990 ont en fait vu leurs gains diminuer par valeurs discontinues (ce qui est tout à fait le cas pour la CE96).

Chez les hommes, les profils âge-gains de la figure 2 sont plus en ordre groupé, mais on peut toujours distinguer des tendances propres aux cohortes. Dans les cohortes anciennes, il y a une fois de plus une nette évolution à la hausse des profils de gains des cohortes des années 1960 à celles des années 1970, mais les pentes sont d'une évolution plutôt irrégulière, ce que l'on doit sans doute à une transformation des tendances de la retraite anticipée et à des effets possibles de découragement des travailleurs du début au milieu des années 1990. Dans les cohortes intermédiaires, les profils ont remarquablement peu évolué, quoiqu'on puisse observer une hausse générale entre la CE80 et la CE86 pour les âges 36-40 ans, mais là encore sans que les pentes aient réellement changé. Aux âges 33-34 cependant, il y a inversion de tendance, et les cohortes d'entrée après la CE80 environ voient leurs profils évoluer à la baisse. Aux âges 22-27, les gains moyens ne changent guère par rapport à ceux des cohortes des années 1980, mais une décroissance se fait perceptible depuis 1990 – voir aussi les données brutes à la figure A2 en annexe –, phénomène qui caractérise tout particulièrement la CE96. Ainsi, à l'âge 25, les gains moyens des hommes ont diminué d'environ 2 800 \$ ou de 10,4 % entre la CE90 et la CE96. Chez les femmes, la diminution a été d'environ 1 900 \$ ou 9,3 %. Sur une plus longue période, la décroissance entre les CE82 et CE96 à l'âge 25 a approximativement été de 4 100 \$ (14,6 %) pour les hommes et de 2 200 \$ (10,6 %) pour les femmes. Les cohortes récentes de jeunes

---

6. B-G constatent l'absence d'une forte tendance par cohorte dans les données relatives aux femmes (p. 916), alors que nous en observons de très accentuées pour les travailleuses. Une explication possible est que B-G analysent les gains hebdomadaires et nous, les gains annuels avec peut-être une définition plus claire du revenu du travail et un échantillon d'estimation plus large, de sorte que, avec nos tendances, nous appréhendons la double évolution des heures travaillées et des taux salariaux.

travailleurs ont donc vu leurs profils s'abaisser nettement par rapport à ceux des cohortes antérieures. De même, B-G avaient constaté (et c'est aussi ce que nous avons dit plus haut) une évolution à la baisse des gains chez ces mêmes jeunes travailleurs.

Il y a toutefois une curieuse différence entre nos résultats et ceux de B-G. Ceux-ci énoncent la conclusion que rien n'indique que la rétribution de l'expérience professionnelle se soit accrue avec le temps (p. 907). Il suffit d'examiner nos figures 1 et 2 pour voir que, dans le cas des cohortes d'entrée des années 1990, les profils sont en réalité devenus plus abrupts. Si par nos régressions de profils nous calculons la rétribution de l'expérience professionnelle, nous obtenons les résultats suivants :

	<u>Femmes ( % )</u>		<u>Hommes ( % )</u>	
	<u>Âge 25</u>	<u>Âge 28</u>	<u>Âge 25</u>	<u>Âge 28</u>
CE90	5,00	2,71	5,19	5,16
CE92	4,81	2,86	7,23	6,15
CE94	8,81	3,86	12,69	7,32

Nous n'avons pu exécuter de régressions dans le cas de la CE96, le nombre d'observations étant insuffisant. Pour les trois cohortes énumérées cependant, nous estimons que la rétribution de l'expérience augmente, et c'est ce que montrent aussi les données brutes des figures A1 et A2. Ainsi, dans les cohortes d'entrée de la première moitié de la décennie 1990, les faibles gains initiaux sont effacés, du moins en partie, par un rattrapage progressif des cohortes de la décennie précédente. Cette constatation repose, bien sûr, sur des données récentes limitées, mais il reste à savoir si cette nouvelle tendance se maintient ou représente un effet de composition<sup>7</sup> ou une aberration passagère. Jusqu'à ce que nous le sachions, nos extrapolations de tendances des gains par des données antérieures pourraient s'en trouver tempérées.

## **VI. Conclusions**

Dans cette étude, nous nous sommes reportés pour la période 1982-1999 à des données longitudinales extraites des dossiers d'impôt sur le revenu pour cerner trois aspects de l'évolution de la répartition des gains au Canada. Nous avons examiné la polarisation et l'évolution de la répartition du revenu du travail dans l'ensemble, les variations d'année en année de la mobilité sur le plan des gains par des matrices de passage et enfin l'évolution des profils âge-gains par cohorte comme Beaudry et Green (2000a) l'ont fait avec des cohortes synthétiques. Nous avons fait correspondre trois ensembles généraux de résultats à ces trois éléments d'analyse empirique.

7. Une possibilité évoquée par Garth Fraser devant nous est que les cohortes d'entrée plus récentes aient acquis une meilleure instruction (et peut-être plus d'expérience professionnelle par le travail rémunéré à temps partiel ou occasionnel), ce qui les aide à progresser plus vite une fois qu'elles accèdent à l'activité à plein temps. Mais comme il n'y a pas de variable de l'instruction dans les données DAL, la vérification de cette hypothèse est impossible. Ce qu'on peut observer cependant, c'est que la rétribution calculée de l'expérience s'est accrue plus rapidement chez les hommes que chez les femmes, alors que le degré d'instruction s'élevait, lui, plus rapidement chez les secondes que chez les premiers.

Premièrement, ce qui a le plus marqué l'évolution de la répartition des gains a été la progression des gains (réels) des femmes par rapport à la médiane avec des proportions de travailleuses en décroissance dans les intervalles inférieurs de gains et en croissance générale dans les intervalles supérieurs. On peut également observer une plus grande polarisation du revenu du travail chez les hommes dans l'ensemble et une baisse marquée des gains réels tant des travailleurs que des travailleuses qui débutent (20 à 24 ans). Les changements les plus marqués se sont produits dans les années de récession et, depuis 1994, ces deux dernières tendances se sont inversées.

Deuxièmement, nous avons montré que la mobilité vers le haut sur le plan des gains était bien plus grande chez les travailleurs que chez les travailleuses, mais on peut aussi voir que, si la mobilité masculine a généralement diminué de 1982-1983 à 1998-1999, la mobilité féminine a continué à augmenter. C'est ainsi que l'« écart de mobilité » moyen est en baisse significative entre les deux sexes. La baisse de mobilité moyenne des hommes dans l'échelle des gains tient principalement à de moindres probabilités moyennes de déplacement vers le haut dans cette répartition. Cette évolution à grande sensibilité cyclique s'est en fait inversée depuis qu'a débuté au milieu des années 1990 une période de vive expansion économique. La perte de mobilité moyenne des hommes est très étalée et se remarque dans les quatre tranches d'âge. Chez les femmes cependant, le gain de mobilité est concentré chez les travailleuses jeunes et d'âge mûr.

Troisièmement, l'analyse par cohortes indique une constante évolution à la hausse des profils de gains des gens qui sont entrés sur le marché du travail dans les années 1960 et 1970 et l'évolution à la baisse qui a suivi pour les cohortes d'entrée des années 1980 et 1990. Ces résultats confirment la constatation faite par Beaudry et Green (2000a) que les gains des cohortes récentes de jeunes travailleurs ont considérablement décliné (de 10 % à 15 % entre les cohortes CE96 et CE82 à l'âge 25). Pour la plupart des cohortes, les axes d'évolution des profils ont largement été parallèles, d'où l'impression que la rétribution de l'expérience professionnelle n'a pas changé pour l'essentiel. Dans le cas des cohortes de 1990 à 1994 toutefois, c'est-à-dire d'une période postérieure à celle qu'ont étudiée B-G, les profils se sont faits plus abrupts, indice d'un accroissement de la rétribution de l'expérience pour ces groupes.

Un certain nombre de conclusions et d'observations se dégagent de nos résultats. La sensibilité cyclique des résultats, plus particulièrement de ceux des hommes, fait ressortir l'importance de la fermeté du marché du travail pour une bonne répartition des emplois et des gains. Avec des taux de chômage en décroissance et des taux d'emploi en croissance, la seconde moitié des années 1990 a été une époque d'inversion remarquable de certains éléments d'évolution de cette distribution. Ajoutons que l'évolution à la baisse des profils âge-gains des cohortes récentes de jeunes travailleurs (par rapport aux cohortes antérieures) du début au milieu des années 1990 coïncide avec une situation de hauts taux d'immigration en période de récession profonde. Il serait bon d'analyser si et dans quelle mesure le fait d'avoir gardé ouvert le robinet de l'immigration dans cette période a influé sur cet effet de cohorte dans les contingents récents, puisque l'immigration et l'accession des jeunes Canadiens à l'activité apportent l'une et l'autre des travailleurs débutants sur le marché du travail canadien, c'est-à-dire la main-d'œuvre encore marginale qui risque d'être frappée de plein fouet par des récessions. Enfin, la perte de gains réels dans les récentes cohortes de jeunes travailleurs attire l'attention sur ce groupe qui se trouve

à un stade important d'envol de carrière sur le marché du travail et de formation d'une famille dans le secteur des ménages.

TABLEAU 1

Répartition des travailleurs et des travailleuses entre les intervalles de gains  
pour certaines années de 1982 à 1999  
 (pourcentages)

	<u>Très bas</u>	<u>Bas</u>	<u>Intermédiaire bas</u>	<u>Intermédiaire haut</u>	<u>Haut</u>	<u>Très haut</u>
1. Ensemble des travailleurs						
1982	11,34	13,38	25,29	22,04	14,84	13,11
1983	12,05	13,82	24,12	21,26	14,82	13,92
1989	11,11	13,44	25,46	22,02	14,21	13,77
1991	12,19	13,86	23,95	21,27	14,00	14,73
1994	12,25	14,57	23,18	20,15	13,61	16,24
1999	11,17	13,69	25,14	21,51	13,20	15,28
2. Hommes						
1982	7,50	9,65	19,73	23,06	19,97	20,09
1983	8,31	10,50	19,03	21,18	19,64	21,35
1989	7,03	9,74	20,09	22,76	18,99	21,39
1991	8,91	10,81	19,55	20,92	17,71	22,10
1994	9,16	11,87	19,74	19,11	16,45	23,68
1999	8,19	10,69	21,26	21,53	16,07	22,26
3. Femmes						
1982	16,80	18,68	33,21	20,59	7,54	3,18
1983	17,31	18,49	31,24	21,38	8,07	3,52
1989	16,18	18,03	32,12	21,09	8,28	4,30
1991	16,15	17,54	29,26	21,70	9,52	5,83
1994	15,90	17,75	27,25	21,37	10,27	7,46
1999	14,58	17,14	29,61	21,49	9,91	7,27

TABLEAU 2

Répartition des travailleurs entre les intervalles de gains selon l'âge  
pour certaines années de 1982 à 1999 (pourcentages)

a) Hommes

	<u>Très bas</u>	<u>Bas</u>	<u>Intermédiaire bas</u>	<u>Intermédiaire haut</u>	<u>Haut</u>	<u>Très haut</u>
Travailleurs débutants :						
1982	17,38	19,53	32,69	20,65	7,92	1,84
1989	18,03	20,82	35,92	18,83	5,24	1,15
1994	25,26	28,50	31,05	11,19	3,00	1,09
1999	20,82	24,32	36,01	14,05	3,70	1,09
Travailleurs jeunes :						
1982	6,66	9,03	19,86	26,06	22,59	15,80
1989	6,50	9,70	22,81	27,74	20,10	13,16
1994	8,71	12,00	23,62	23,96	17,51	14,20
1999	7,66	10,84	25,85	26,50	15,97	13,18
Travailleurs d'âge mûr :						
1982	4,51	6,84	15,32	21,33	22,37	29,64
1989	4,37	6,99	14,71	20,66	21,78	31,49
1994	5,74	8,26	15,36	18,22	18,95	33,47
1999	5,79	8,22	17,48	21,15	18,44	28,91
Travailleurs âgés :						
1982	7,99	9,05	18,96	24,16	19,56	20,28
1989	8,94	10,62	19,66	21,22	17,45	22,10
1994	10,78	12,39	19,19	18,27	14,92	24,46
1999	11,73	12,47	19,70	18,66	13,73	23,70

TABLEAU 2 (continuation)

Répartition des travailleurs entre les intervalles de gains selon l'âge  
pour certaines années de 1982 à 1999 (pourcentages)

b) Femmes

	<u>Très bas</u>	<u>Bas</u>	<u>Intermédiaire</u> <u>bas</u>	<u>Intermédiaire</u> <u>haut</u>	<u>Haut</u>	<u>Très haut</u>
Travailleuses débutantes :						
1982	21,92	22,16	39,70	14,29	1,80	0,13
1989	26,25	24,63	36,88	10,74	1,31	0,19
1994	32,92	31,69	27,37	6,97	0,89	0,17
1999	28,96	29,62	32,44	7,70	1,05	0,23
Travailleuses jeunes :						
1982	16,26	16,39	31,35	23,74	9,61	2,65
1989	16,24	17,28	32,89	23,01	7,90	2,67
1994	15,62	17,42	29,76	22,74	10,16	4,31
1999	14,77	17,60	32,36	22,49	8,58	4,19
Travailleuses d'âge mûr :						
1982	14,79	18,63	31,90	20,95	8,75	4,99
1989	13,18	16,42	30,53	22,68	10,63	6,56
1994	12,08	14,63	25,79	23,84	12,75	10,91
1999	11,81	14,93	28,27	23,31	12,02	9,66
Travailleuses âgées :						
1982	16,88	20,14	32,33	20,52	6,60	3,54
1989	18,08	20,39	31,12	19,50	6,75	4,17
1994	17,35	19,26	27,31	20,89	8,07	7,13
1999	18,67	18,84	28,28	19,47	8,11	6,64

TABLEAU 3

Matrices annuelles de passage pour les hommes et les femmes, 1998-1999

(pourcentages)

a) Ensemble des travailleurs

<u>1998-1999</u>	<u>TB</u>	<u>B</u>	<u>IB</u>	<u>IH</u>	<u>H</u>	<u>TH</u>
Très bas	<b>48,98</b>	31,76	16,03	2,51	0,48	0,24
Bas	15,82	<b>47,67</b>	31,04	4,43	0,71	0,33
Intermédiaire bas	4,12	10,50	<b>65,56</b>	17,21	1,98	0,62
Intermédiaire haut	1,19	2,09	12,45	<b>68,80</b>	13,43	2,04
Haut	0,60	0,87	3,18	13,72	<b>66,11</b>	15,51
Très haut	0,33	0,47	1,17	2,54	9,21	<b>86,28</b>

b) Hommes

<u>1998-1999</u>	<u>TB</u>	<u>B</u>	<u>IB</u>	<u>IH</u>	<u>H</u>	<u>TH</u>
Très bas	<b>43,56</b>	30,82	20,34	3,96	0,86	0,46
Bas	15,24	<b>43,22</b>	33,43	6,29	1,22	0,61
Intermédiaire bas	4,25	10,51	<b>61,13</b>	20,32	2,81	0,99
Intermédiaire haut	1,28	2,11	12,11	<b>66,18</b>	15,70	2,61
Haut	0,63	0,90	2,96	13,37	<b>65,03</b>	17,10
Très haut	0,33	0,47	1,07	2,29	8,72	<b>87,12</b>

c) Femmes

<u>1998-1999</u>	<u>TB</u>	<u>B</u>	<u>IB</u>	<u>IH</u>	<u>H</u>	<u>TH</u>
Très bas	<b>52,34</b>	32,34	13,36	1,61	0,24	0,11
Bas	16,22	<b>50,73</b>	29,42	3,15	0,35	0,14
Intermédiaire bas	4,03	10,49	<b>69,12</b>	14,72	1,31	0,35
Intermédiaire haut	1,10	2,07	12,83	<b>71,78</b>	10,85	1,38
Haut	0,56	0,82	3,63	14,39	<b>68,11</b>	12,49
Très haut	0,33	0,49	1,52	3,48	10,98	<b>83,20</b>

TABLEAU 4

Matrices annuelles de passage pour les hommes et les femmes, 1991-1992

(pourcentages)

a) Ensemble des travailleurs

<u>1991-1992</u>	<u>TB</u>	<u>B</u>	<u>IB</u>	<u>IH</u>	<u>H</u>	<u>TH</u>
Très bas	<b>52,13</b>	29,33	15,30	2,56	0,47	0,21
Bas	20,05	<b>46,77</b>	27,68	4,49	0,74	0,27
Intermédiaire bas	6,29	13,01	<b>61,62</b>	16,50	2,00	0,58
Intermédiaire haut	1,81	3,09	13,79	<b>66,25</b>	13,40	1,64
Haut	0,79	1,24	4,21	13,07	<b>65,89</b>	14,81
Très haut	0,40	0,61	1,67	2,98	9,11	<b>85,23</b>

b) Hommes

<u>1991-1992</u>	<u>TB</u>	<u>B</u>	<u>IB</u>	<u>IH</u>	<u>H</u>	<u>TH</u>
Très bas	<b>46,27</b>	29,49	19,03	3,97	0,83	0,40
Bas	19,71	<b>42,51</b>	29,81	6,18	1,29	0,49
Intermédiaire bas	7,11	14,11	<b>56,46</b>	18,53	2,86	0,94
Intermédiaire haut	2,16	3,47	14,26	<b>62,05</b>	15,95	2,12
Haut	0,86	1,35	4,11	13,17	<b>65,35</b>	15,16
Très haut	0,41	0,62	1,66	2,86	8,94	<b>85,51</b>

c) Femmes

<u>1991-1992</u>	<u>TB</u>	<u>B</u>	<u>IB</u>	<u>IH</u>	<u>H</u>	<u>TH</u>
Très bas	<b>55,86</b>	29,24	12,93	1,66	0,22	0,08
Bas	20,28	<b>49,73</b>	26,19	3,32	0,37	0,11
Intermédiaire bas	5,67	12,17	<b>65,54</b>	14,95	1,36	0,31
Intermédiaire haut	1,42	2,67	13,27	<b>71,04</b>	10,51	1,09
Haut	0,61	0,98	4,45	12,83	<b>67,10</b>	14,02
Très haut	0,34	0,54	1,68	3,56	9,90	<b>83,99</b>

TABLEAU 5

Récapitulation des probabilités moyennes de passage pour les hommes et les femmes  
pour certaines années de 1982 à 1999  
 (pourcentages)

	<u>Ensemble des</u> <u>travailleurs</u>	<u>Hommes</u>	<u>Femmes</u>
Mobilité moyenne :			
1982-1983	38,51	43,19	34,99
1987-1988	38,39	42,40	36,08
1991-1992	37,02	40,31	34,46
1998-1999	36,10	38,96	34,12
Prob. moy. de déplac. vers le haut			
1982-1983	23,95	28,41	19,47
1987-1988	23,49	28,14	19,55
1991-1992	21,66	24,51	19,39
1998-1999	23,05	26,25	20,30
Prob. moy. de déplac. vers le bas			
1982-1983	14,56	14,77	15,52
1987-1988	14,90	14,25	16,53
1991-1992	15,35	15,80	15,06
1998-1999	13,04	12,71	13,82
Prob. nettes moy. de déplac. vers le haut			
1982-1983	9,39	13,64	3,95
1987-1988	8,59	13,89	3,02
1991-1992	6,31	8,71	4,33
1998-1999	10,01	13,54	6,48

TABLEAU 6

Récapitulation des probabilités moyennes de passage par âge pour les hommes et les femmes  
pour certaines années de 1982 à 1999

(pourcentages)

a) Hommes

	<u>Débutants</u>	<u>Jeunes</u>	<u>D'âge mûr</u>	<u>Âgés</u>
Mobilité moyenne :				
1982-1983	26,59	27,14	25,17	22,33
1987-1988	26,61	26,56	24,69	22,62
1991-1992	24,73	24,64	22,73	21,97
1998-1999	24,12	24,18	21,32	20,19
Prob. moy. de déplac. vers le haut				
1982-1983	15,17	19,47	18,27	12,19
1987-1988	16,27	19,53	18,27	11,55
1991-1992	12,09	16,50	15,33	9,74
1998-1999	14,32	18,11	15,66	10,13
Prob. moy. de déplac. vers le bas				
1982-1983	11,42	7,67	6,89	10,14
1987-1988	10,35	6,99	6,42	11,07
1991-1992	12,64	8,14	7,39	12,22
1998-1999	9,80	6,07	5,66	10,06
Prob. nettes moy. de déplac. vers le haut				
1982-1983	3,75	11,80	11,38	2,05
1987-1988	5,92	12,54	11,85	0,48
1991-1992	-0,55	8,36	7,94	-2,48
1998-1999	4,52	12,04	10,00	0,07

TABLEAU 6 (continuation)

Récapitulation des probabilités moyennes de passage par âge pour les hommes et les femmes  
pour certaines années de 1982 à 1999  
 (pourcentages)

b) Femmes

	<u>Débutantes</u>	<u>Jeunes</u>	<u>D'âge mûr</u>	<u>Âgées</u>
Mobilité moyenne :				
1982-1983	22,41	22,28	16,30	15,55
1987-1988	24,56	23,14	18,02	17,55
1991-1992	21,41	22,85	16,37	16,54
1998-1999	22,25	23,39	16,52	16,96
Prob. moy. de déplac. vers le haut				
1982-1983	10,81	11,74	8,94	5,20
1987-1988	11,16	11,85	10,09	5,30
1991-1992	8,85	11,94	9,40	5,00
1998-1999	10,33	13,12	10,10	5,35
Prob. moy. de déplac. vers le bas				
1982-1983	11,59	10,54	7,36	10,35
1987-1988	13,40	11,29	7,93	12,25
1991-1992	12,56	10,91	6,96	11,54
1998-1999	11,93	10,26	6,42	11,62
Prob. nettes moy. de déplac. vers le haut				
1982-1983	-0,78	1,20	1,58	-5,15
1987-1988	-2,24	0,56	2,16	-6,95
1991-1992	-3,71	1,03	2,44	-6,54
1998-1999	-1,60	2,86	3,68	-6,27

Figure 1 -- Prédiction de gains, Femmes

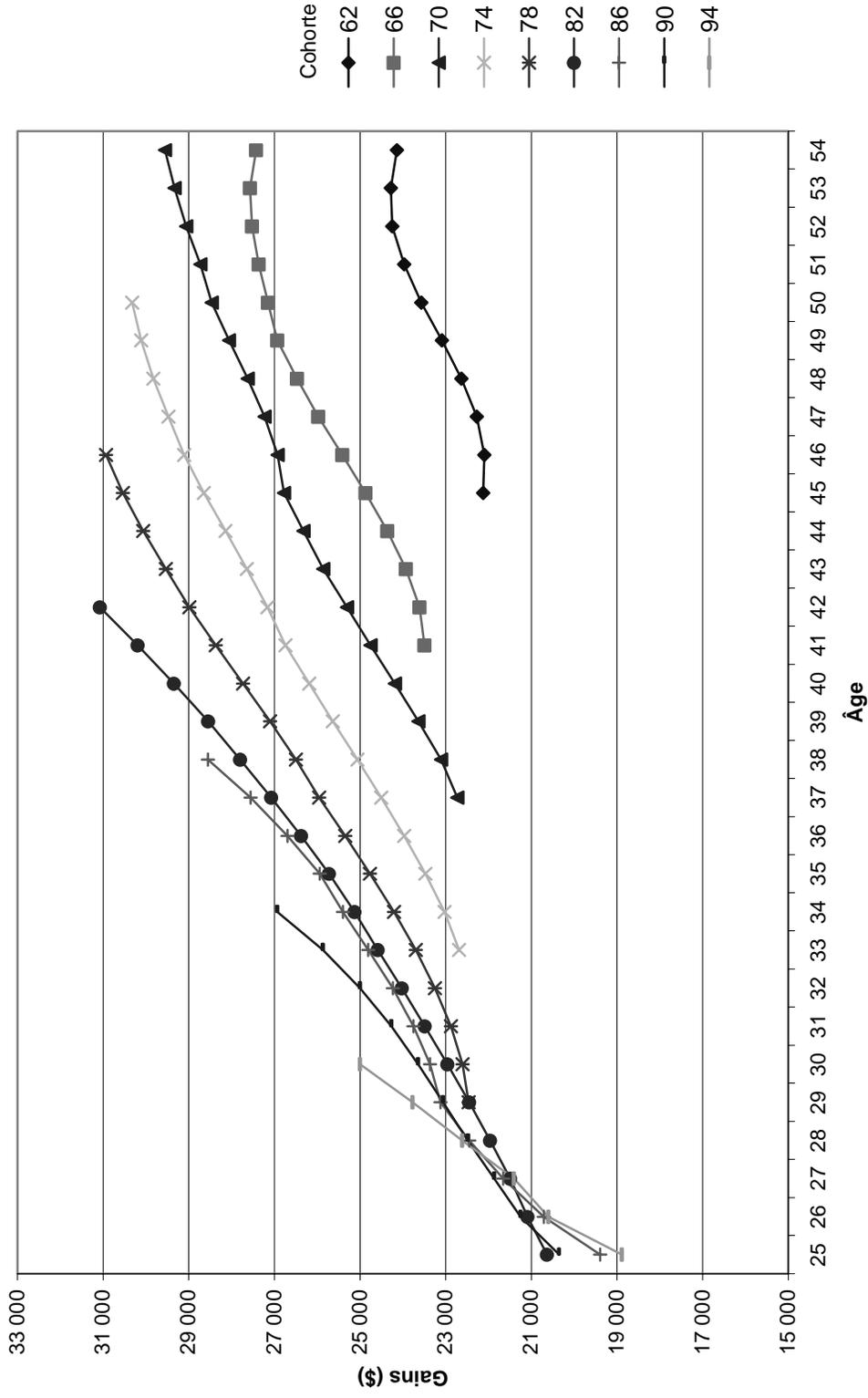


Figure 2 -- Prédiction de gains, Hommes

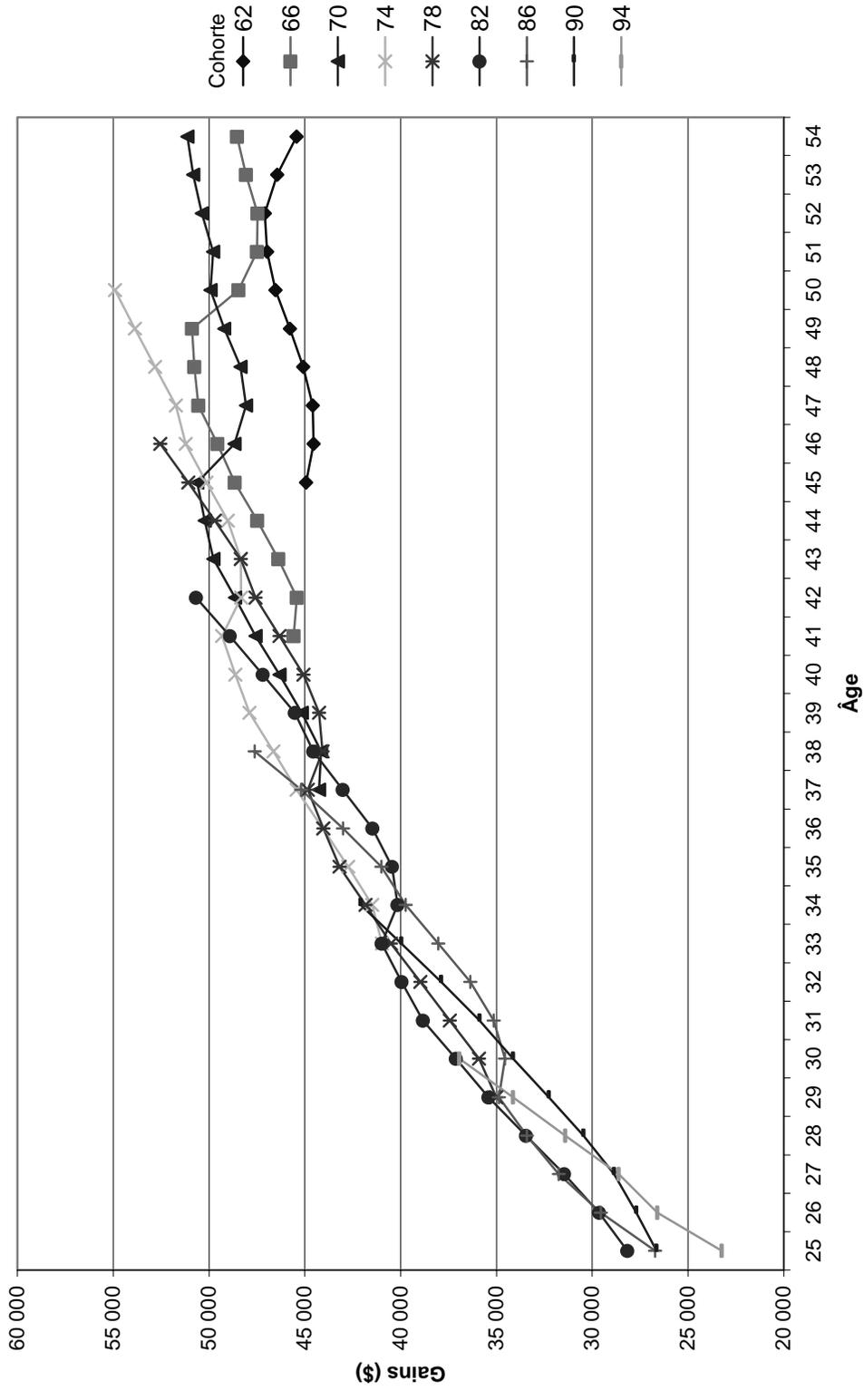


Figure A1 -- Les profils établis âge-gains, Femmes

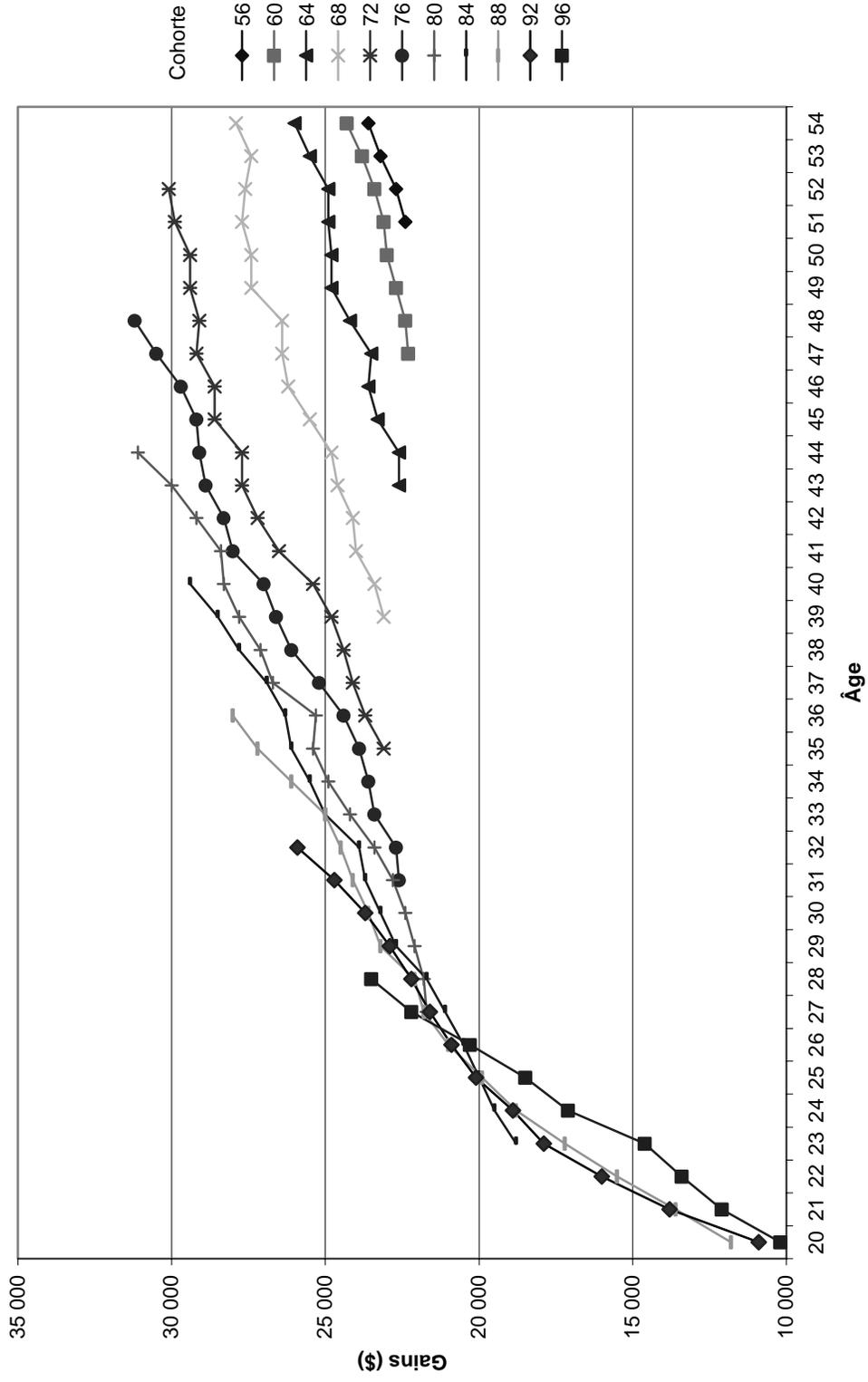
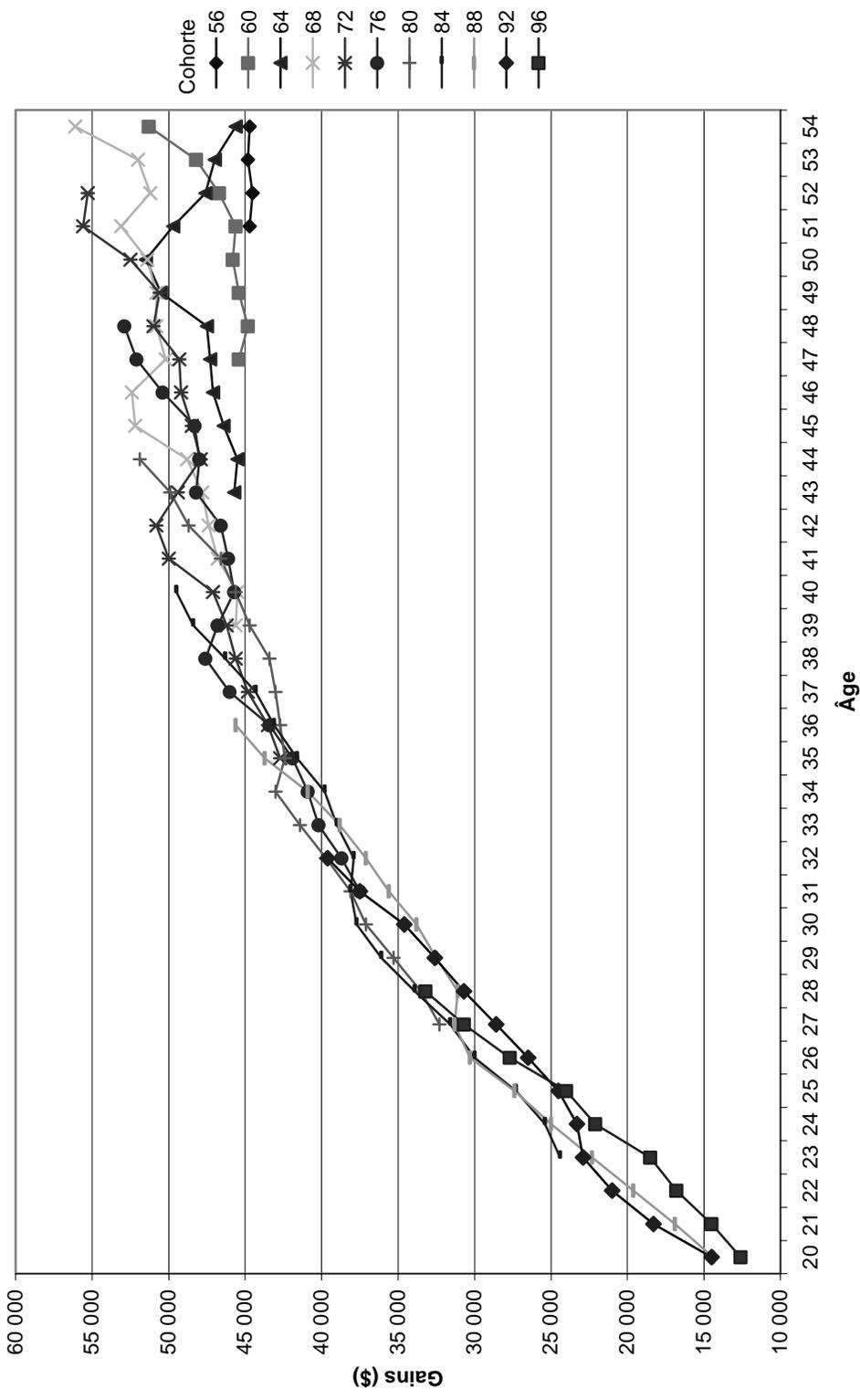


Figure A2 -- Les profils établis âge-gains, Hommes



## **Bibliographie**

- Amemiya, Takeshi. 1985. « Markov Chain and Duration Models » Chapitre 11 dans *Advanced Econometrics*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Atkinson, A.B., F. Bourguignon et C. Morrisson. 1991. *Empirical Studies of Earnings Mobility*, Chur, UK: Harwood Academic Publishers.
- Baker, Michael et Gary Solon. 1999. « Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records ». NBER WP No. 7370, (à venir dans *Journal of Labor Economics*).
- Beach, C.M. 2003. « How Has Earnings Mobility in Canada Changed?: Social Welfare Ranking of Transition Matrices ». Chapitre 7 dans *Dimensions of Inequality in Canada*. Centre for Research on Economic and Social Policy, University of British Columbia.
- Beach, C.M. et G.A. Slotsve. 1996. « *Are We Becoming Two Societies? Income Polarization and the Middle Class in Canada* ». Toronto: C.D. Howe Institute.
- Beach, C.M. et Ross Finnie. 1998. « Earnings Mobility 1982-1994: Women Gaining Ground and Lower Paid Males Slipping ». *Canadian Business Economics*, 6(4): 3-25.
- Beach, C. M. et Ross Finnie. 2000. « Trends in Short-Run Earnings Mobility in Canada, 1982-1996 ». Une version plus ancienne de cet article est disponible de l'Internet : <http://qsilver.queensu.ca/sps/WorkingPapers/>.
- Beach, C.M., Ross Finnie et David Gray. 2003. « Earnings Variability and Earnings Instability in the Canadian Labour Market: The Impact of Economic Growth and Unemployment ». *Analyse de politiques*, Vol. XXIX, Supplement S41-S63.
- Beaudry, Paul et David A. Green. 2000a. « Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends ». *Revue canadienne d'économie*, 33(4): 907-936.
- Beaudry, Paul et David A. Green. 2000b. « Employment Outcomes in Canada: A Cohort Analysis ». Dans W.C. Riddell and F. St-Hillaire (réds.), *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition*. Montreal: IRPP.
- Buchinsky, Moshe et Jennifer Hunt. 1996. « Wage Mobility in the United States ». National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5455. Cambridge, MA: N.B.E.R.
- Burkhauser, R.V., D. Holtz-Eakin et S.E. Rhody. 1997. « Labor Earnings Mobility and Inequality in the United States and Germany During the Growth Years of the 1980s ». National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5988. Cambridge, MA: N.B.E.R.

- Corak, Miles et Andrew Heisz. 1995. « The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men ». *Canadian Business Economics*, 41(1): 59-69.
- \_\_\_\_\_ 1998. « Comment faire son chemin dans la vie : Quelques corrélats de la mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada. » Dans Miles Corak (éd.), *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*. N° 89-553-XPB au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.
- \_\_\_\_\_ 1999. « The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data ». *Journal of Human Resources*, 34(3): 504-533.
- Dardanoni, V. 1993. « Measuring Social Mobility ». *Journal of Economic Theory*, 61(2): 372-394.
- Duncan, G.J., T.M. Smeeding, et W. Rodgers. 1994. « W(h)ither the Middle Class? A Dynamic View ». Dans Edward Wolff (éd.), *Poverty and Prosperity in the U.S. at the End of the Twentieth Century*. New York: Macmillan, pp. 202-271.
- Finnie, Ross. 1997a. « Earnings Dynamics in Canada: A Dynamic Analysis of Low Market Incomes (“Market Poverty”) of Canadian Families with Children, 1982-1993 ». Human Resources Development Canada, Applied Research Branch, Working Paper W-97-3e.d. Ottawa: H.R.D.C.
- \_\_\_\_\_ 1997b. « Earnings Dynamics in Canada: The Correlation of Individuals' Earnings Over Time in Canada, 1982-1992 ». Human Resources Development Canada, Applied Research Branch, Working Paper W-97-3e.c. Ottawa: H.R.D.C.
- Fortin, N.M. et S. Lefebvre. 1998. « Mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada. » Dans M. Corak (éd.), *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*. N° 89-553-XPB au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.
- Gottschalk, P. et R. Moffitt, L.F. Katz et W.T. Dickens., 1994. « The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market ». *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994(2): 217-272.
- Gottschalk, P. et T.M. Smeeding. 1997. « Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality ». *Journal of Economic Literature*, 35(2): 633-687.
- Kennedy, B. 1989. « Mobility and Instability in Canadian Earnings ». *Revue canadienne d'économie*, 22(2): 383-394.
- Laroche, M. et G.C. Ruggeri. 1996. « The Duration of Low Income Spells in Canada, 1982-1993 ». Document de travail de la Division des études économiques et de l'analyse de la politique, Ministère des Finances Canada. Ottawa : Ministère des Finances Canada.

- Laroche, M. 1997. « The Persistence of Low Income Spells in Canada, 1982-1993 ». Document de travail de la Division des études économiques et de l'analyse de la politique, Ministère des Finances. Ottawa : Ministère des Finances Canada.
- Morissette, R., J. Myles et G. Picot. 1995. « Earnings Polarization in Canada, 1969-1991 ». Chap. 2 dans K.G. Banting et C.M. Beach (réds.), *Labour Market Polarization and Social Policy Reform*. Kingston, ON: School of Policy Studies, Queen's University.
- Morissette, R. et C. Bérubé. 1996. « Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada ». Études analytiques, série de documents de recherche n° 94. N° 11F0019-MIF au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.
- O.E.C.D. 1993. « Earnings Inequality: Changes in the 1980s ». *Employment Outlook*, Chapter 5, pp 157-184. Paris: O.E.C.D.
- \_\_\_\_\_ 1996. « Earnings Inequality, Low-Paid Employment and Earnings Mobility ». *Employment Outlook*, Chap. 3, pp. 59-108. Paris: O.E.C.D.
- Osberg, Lars. 2001. « Long Run Trends in Income Inequality in the U.S.A., U.K., Sweden, Germany and Canada — A Birth Cohort View ». Présentation à un atelier à Vancouver le 21 octobre 1999.
- Shorrocks, A.F. 1978. « Income Inequality and Income Mobility ». *Journal of Economic Theory*, 19: 376-393.