HEC Montréal

Analyse des cohortes de salaires réels au Canada

Par

Jimmy Morin

Sciences de la gestion

Économie appliquée

Mémoire en vue de l'obtention

du grade de maîtrise ès sciences

(M.Sc)

Mars 2012

©Jimmy Morin, 2012

Résumé

Une étude de Beaudry et Green (2000) montre que les salaires des nouveaux arrivés sur le marché du travail se sont détériorés à partir des années 1980 jusque dans le milieu des années 1990. Une étude ultérieure réalisée par Beach et Finnie (2004) suggère un revirement de situation dans le profil d'âge-gains des individus, qui augmenterait pour les cohortes récentes. Cependant, ces conclusions se basent sur peu d'observations pour ces cohortes. Afin de combler ce manque de données, cette étude tente de vérifier les conclusions à savoir s'il y a vraiment un changement dans le profil d'âge-gain des Canadiens. En nous basant sur une méthodologie très similaire à celle de Beaudry et Green, nous obtenons des résultats qui soutiennent l'hypothèse de la dernière étude parue, c'est-à-dire que nous trouvons que les profils d'âge-gains augmentent davantage pour la plupart des groupes d'individus pour les cohortes plus jeunes. Il semble donc que la détérioration documentée par Beaudry et Green soit atténuée par le fait que la croissance salariale en fonction de l'expérience a augmenté au cours des dernières années.

Table des matières

RÉSUMÉ I

TABLE DES MATIÈRES..... II

LISTE DES TABLEAUX..... IV

LISTE DES FIGURES..... V

REMERCIEMENTS..... VII

1. INTRODUCTION 1

1.1 Motivation..... 1

1.2 Littérature connexe 2

1.3 Structure de l'étude 5

2. REVUE DES APPROCHES MÉTHODOLOGIQUES..... 6

2.1 Modèle de base en analyse d'effets cohortes sur les salaires et le problème d'identification..... 6

2.1.1 Estimation par la construction de cohortes synthétiques 7

2.1.2 Estimation avec des données longitudinales 8

2.2 Banque de données et variable disponible 9

3. DONNÉES 10

3.1 Description des données 10

3.2 Sélection des données et manipulation des variables 11

3.3 Création des cohortes synthétiques 14

4. MÉTHODE D'ESTIMATION DES EFFETS COHORTES 15

4.1 Analyse graphique 15

4.2 Régressions linéaires 16

5. RÉSULTATS 20

5.1. Analyse graphique 20

5.1.1 Graphiques des données brutes 20

5.1.2 Graphiques des salaires réels prédits 21

5.2 Analyse des régressions 22

6. CONCLUSION 25

APPENDICE 27

ANNEXE A 29

ANNEXE B 38

BIBLIOGRAPHIE 51

LISTE DES TABLEAUX

TABLEAU 1 - RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DES HOMMES AYANT UN SECONDAIRE 3 OU PLUS COMME MEILLEUR DIPLÔME.....**29**

TABLEAU 2 - RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DES HOMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES PROFESSIONNELLES **30**

TABLEAU 3 - RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DES HOMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES UNIVERSITAIRES **31**

TABLEAU 4 - RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DES FEMMES AYANT UN SECONDAIRE 3 OU PLUS COMME MEILLEUR DIPLÔME.....**32**

TABLEAU 5 - RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DES FEMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES PROFESSIONNELLES **33**

TABLEAU 6 - RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DES FEMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES UNIVERSITAIRES **34**

TABLEAU 7 - TESTS D'ÉGALITÉ DES COHORTES.....**35**

TABLEAU 8 - FRÉQUENCES PAR CELLULE.....**36**

TABLEAU 9 - TESTS DE CHOW DES COEFFICIENTS ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES.....**37**

LISTE DES FIGURES

FIGURE 1 - ÉVOLUTION DU TAUX DE CHÔMAGE DU CANADA ET DES ÉTATS-UNIS, DE 1976 À 2007.....**38**

FIGURE 2 - SALAIRE RÉEL DES HOMMES AYANT UN SECONDAIRE 3 OU PLUS COMME MEILLEUR DIPLÔME (DONNÉES BRUTES) **39**

FIGURE 3 - SALAIRE RÉEL DES HOMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES PROFESSIONNELLES (DONNÉES BRUTES) **40**

FIGURE 4 - SALAIRE RÉEL DES HOMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES UNIVERSITAIRES (DONNÉES BRUTES) **41**

FIGURE 5 - SALAIRE RÉEL DES FEMMES AYANT UN SECONDAIRE 3 OU PLUS COMME MEILLEUR DIPLÔME (DONNÉES BRUTES) **42**

FIGURE 6 - SALAIRE RÉEL DES FEMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES PROFESSIONNELLES (DONNÉES BRUTES) **43**

FIGURE 7 - SALAIRE RÉEL DES FEMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES UNIVERSITAIRES (DONNÉES BRUTES) **44**

FIGURE 8 - PRÉDICTION DU SALAIRE RÉEL DES HOMMES AYANT UN SECONDAIRE 3 OU PLUS COMME MEILLEUR DIPLÔME **45**

FIGURE 9 - PRÉDICTION DU SALAIRE RÉEL DES HOMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES PROFESSIONNELLES **46**

FIGURE 10 - PRÉDICTION DU SALAIRE RÉEL DES HOMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES UNIVERSITAIRES **47**

FIGURE 11 - PRÉDICTION DU SALAIRE RÉEL DES FEMMES AYANT UN SECONDAIRE 3 OU PLUS COMME MEILLEUR DIPLÔME **48**

FIGURE 12 - PRÉDICTION DU SALAIRE RÉEL DES FEMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES PROFESSIONNELLES **49**

FIGURE 13 - PRÉDICTION DU SALAIRE RÉEL DES FEMMES AYANT UN DIPLÔME D'ÉTUDES UNIVERSITAIRES **50**

Remerciements

J'aimerais tout d'abord remercier mon directeur de mémoire Daniel Parent pour ses précieux conseils et son support.

Merci à mon ami de longue date Abel Brodeur pour ses conseils en économétrie.

Merci à mon ami Jonathan Paré pour son support moral lors de ce mémoire.

1. Introduction

1.1 Motivation

Beaucoup d'études ont porté sur l'analyse de la distribution des salaires au Canada et aux États-Unis depuis quelques années. Les études démontrent que les écarts dans la distribution des salaires ont augmenté au Canada et encore plus aux États-Unis depuis les années 1990 (Lemieux 2008). Ces études sont arrivées à la conclusion que les cohortes[1] plus anciennes ont vu leurs salaires réels plus élevés que les plus jeunes cohortes depuis le début des années 1980. Ces éléments sont à prendre en considération pour un gouvernement concernant ses décisions en matière de taxations et d'imposition. Des inégalités entre les cohortes peuvent avoir des conséquences économiques importantes. À titre d'exemple, certaines cohortes pourront épargner une plus grande fraction de leur revenu (si la propension à épargner est similaire entre les cohortes) et ainsi être plus à l'aise pour leur retraite.

Un autre groupe d'études a cherché à documenter l'évolution du profil âge-salaire pour les différentes cohortes faisant leur entrée à plein temps sur le marché du travail au cours des dernières décennies. La conclusion générale qui se dégage de ces études de cohortes est qu'il y a eu une détérioration des salaires des canadiens pour les cohortes récentes par rapport aux plus anciennes et ça, pour chaque groupe d'âge. L'objectif central de ce mémoire est d'exploiter la disponibilité de données plus récentes afin de vérifier si cette conclusion est encore valide. Bref, est-il toujours vrai que la détérioration observée à travers les cohortes se poursuit?

---

[1] Dans le contexte de notre étude, une cohorte est définie comme un regroupement d'individus par tranche de 2 années de naissance. Ainsi, lorsque nous allons mentionner les effets cohortes, cela se traduit par l'effet sur le salaire d'être né dans une cohorte par rapport à une autre.

1.2 Littérature connexe

Juhn, Murphy et Pierce (1993) remarquent qu'aux États-Unis entre 1963 et 1989, il s'est produit une hausse générale des salaires de 20%. Cependant, cette hausse des salaires ne s'est pas répartie de façon uniforme dans toute la population. Alors que le bas de la distribution gagne moins aujourd'hui qu'auparavant, le haut de la distribution des salaires gagne beaucoup plus qu'avant. Les auteurs montrent l'évolution des salaires associés au 10è et au 90è centiles, entre 1960 et 1990 et on voit clairement que les riches sont plus riches et que les pauvres sont maintenant plus pauvres. De plus, l'augmentation salariale est plus grande pour quelqu'un qui a plus de scolarité. La hausse de la demande pour les travailleurs qualifiés, qui serait due au changement dans l'économie en général, est ce qui expliquerait le mieux l'augmentation de la rémunération des compétences.

Avec des données du Royaume-Uni, Gosling, Machin et Meghir (1995) font remarquer que les salaires réels au Royaume-Uni se sont dispersés grandement depuis les années 60 lorsqu'on examine l'écart entre le 10è et le 90è centiles. Ils modélisent les quantiles en fonction de l'âge, l'éducation, un facteur de temps cyclique et un effet cohorte. Il se dégage de cette analyse qu'on observe une augmentation générale des salaires pour tous les niveaux d'éducation, mais que cette augmentation a ralenti depuis la fin des années 1970 en raison des effets de cohortes. Les cohortes de salaires plus récentes ont donc vu leur salaire moins augmenter que les autres.

Morissette et Bérubé (1996) concluent que, pour les canadiens, non seulement il est plus difficile de se sortir d'une situation de pauvreté après 1985, mais ces derniers ont vu leur salaire diminuer après cette même année. Cette étude couvre la période 1975 à 1993. En observant leurs résultats, Burbidge, Magee et Robb (1997) remarquent une prédominance des effets temporels dans les

années 1970 et des effets cohortes dans les années 1980. Entre 1978 et 1993, pour les deux sexes, le salaire médian a chuté. Quant aux femmes, leur salaire a moins diminué que celui des hommes.

Beaudry et Green (2000) utilisent également les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) entre 1971 et 1993 pour étudier les effets cohortes au Canada. Par contre, leur méthodologie diffère de celle de Burbidge, Magee et Robb puisqu'ils utilisent non seulement l'analyse graphique, mais aussi la régression linéaire pour tenter de dresser le portrait de la situation des salaires au Canada. En traçant le graphique pour chacun des niveaux d'étude complétés (école secondaire ou université) et pour chacun des sexes, les auteurs remarquent une baisse des salaires pour les cohortes plus récentes chez les hommes et surtout pour le niveau universitaire. Quant aux femmes, les gains selon l'âge semblent pivoter, c'est-à-dire que même si les gains des cohortes récentes sont plus faibles, leurs salaires augmentent plus rapidement avec l'âge. Pour les femmes, on constate donc une hausse de rendement de l'expérience. Les régressions des auteurs viennent confirmer les observations des graphiques. Ensuite, il est question de vérifier l'inégalité à l'intérieur des cohortes. Ainsi en regardant la différence entre les 90ième et 10ième centiles, Beaudry et Green trouvent que l'inégalité pour chacune des cohortes a diminué depuis les années 70. Cela voudrait dire que les inégalités entre les cohortes ne sont pas dues aux inégalités entre les individus d'une même cohorte, mais plutôt aux différences entre chaque cohorte. De tels résultats vont à l'encontre de l'hypothèse de l'augmentation de la demande de compétence (hypothèse avancée entre autres par Juhn, Murphy et Pierce (1993)) puisqu'elle est incompatible avec une hausse des inégalités des salaires pour tous les niveaux d'étude. Les auteurs penchent plutôt pour des hypothèses comme des changements institutionnels (augmentation des taux de syndicalisation des jeunes par exemple), des changements dans l'offre de travail ou alors des phénomènes non observés comme celui de la sélection des travailleurs.

Beach et Finnie (2004) cherchent à vérifier les résultats de Beaudry et Green (2000) avec des données longitudinales. Celles-ci proviennent des données administratives longitudinales contenant les déclarations d'impôt d'un échantillon de 10% de la population 1982-1999. Les auteurs catégorisent les travailleurs en 4 groupes d'âge distincts. Même si ces données ont l'avantage d'être longitudinales, il faut souligner qu'elles ne contiennent pas d'information sur le nombre exact d'heures travaillées ni sur aucun niveau d'éducation complété. De plus, les données incluent les salaires de travailleurs autonomes. Beach et Finnie trouvent comme résultats de départ que les inégalités entre hommes et femmes ont diminué avec le temps. Ensuite, ils trouvent également que les femmes ont une plus petite probabilité de changer de tranche de salaire (augmenter ou baisser) alors que les hommes sont plus sujets au changement. Ensuite, les auteurs remarquent un plus grand changement dans les salaires des hommes par rapport aux cycles de l'économie. En récession, il y a une grande réduction de probabilité qu'un individu augmente son échelle de salaire. Cependant, en expansion économique, la probabilité que le salaire augmente revient à la normale chez les hommes. Les hommes voient leurs salaires diminuer après le milieu des années 80. Par contre, les auteurs observent une augmentation du rendement de l'expérience dans les années 90. Les auteurs remarquent cependant que ces conclusions sont basées sur des données qui sont encore limitées puisque les cohortes récentes demeurent encore jeunes aujourd'hui. De plus, ils se questionnent sur la possibilité que les cycles économiques et l'immigration viennent biaiser les résultats.

Il semble donc, au Canada, que les auteurs arrivent à un consensus quant aux résultats : les effets cohortes sont surtout observés chez les hommes. Bien que Burbidge, Magee et Robb (1997) affirment que dans les années 1970, il s'agissait plutôt d'effets temporels que d'effets cohortes, tous s'accordent pour dire que les cohortes des années 1990 gagnent moins que les cohortes des années 1980. Selon Beaudry et Green (2000), puisqu'ils ne trouvent aucun signe d'amélioration du profil d'âge-gain pour les cohortes plus récentes, ils

rejettent l'hypothèse qu'un choc technologique puisse faire en sorte d'augmenter la demande de travailleurs qualifiés, contrairement à ce qu'avancent Juhn, Murphy et Pierce (1993). Cependant, la tendance plus récente, observée par Beach et Finnie (2004) nous laisse croire qu'un revirement dans les tendances est possible.

1.3 Structure de l'étude

Les résultats obtenus dans ce mémoire nous permettent d'appuyer les hypothèses avancées par Beach et Finnie. À l'aide d'une méthodologie très similaire à celle de Beaudry et Green, nous en arrivons à la conclusion que le rendement sur l'expérience accumulée s'est apprécié au cours des dernières années.

Le mémoire est structuré de la façon suivante. Dans un premier lieu, nous effectuons une revue des approches méthodologiques qui nous aidera à mieux comprendre les études des effets cohortes. Ce survol viendra appuyer notre choix quant à notre méthodologie. Il nous faudra examiner les modèles économétriques utilisés pour prédire les salaires réels. Il sera important d'expliquer le problème d'identification pour ensuite voir les différentes méthodes utilisées afin de gérer ce problème.

Par la suite, nous allons explorer les données provenant de deux séries d'enquêtes effectuées par Statistique Canada, soit l'Enquête sur les finances des consommateurs et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Nous allons ensuite expliquer la façon avec laquelle nous avons créé nos cohortes synthétiques pour ensuite brièvement revoir la méthodologie utilisée. Les résultats, leur analyse et la conclusion suivront.

2. Revue des approches méthodologiques

D'abord, nous allons examiner le modèle de base utilisé par les chercheurs afin d'estimer les effets de cohorte sur les salaires réels. Il faudra préciser le problème d'identification qui se présente dans de telles études. Par la suite, nous allons décrire chacune des méthodologies plus précisément en indiquant la façon avec laquelle les auteurs s'y sont pris pour contourner le problème. Enfin, nous allons décrire la sélection des données et des variables dans la littérature.

2.1 Modèle de base en analyse d'effets de cohorte sur les salaires et problème d'identification

La façon standard utilisée par les chercheurs pour étudier les questions des effets de cohortes est d'utiliser une fonction de gain de type Mincer avec laquelle on tente d'identifier séparément les effets d'âges, de temps et de cohorte. Cependant, il est impossible d'estimer des effets d'âges, de temps et de cohorte sans imposer de restrictions. Supposons que nous ayons une équation décrivant le processus de détermination des revenus du travail (ou salaires[2]). Le logarithme des revenus (Γ) pourrait être influencé pour chaque année (t) par l'année de naissance des cohortes (c), par l''âge (a) et par d'autres variables (x). Ainsi, on peut réécrire comme ceci : $\Gamma=f(c,t,a,x)$. Le problème d'identification ici est qu'il y a un lien représenté par l'identité $a = t - c$. Ainsi, en effectuant une régression incluant ces variables, il est impossible d'estimer des effets indépendants pour les 3 variables. Une méthode courante pour contrer ce problème d'identification est d'ignorer une des 3 variables. Par contre, Heckman et Robb (1985) nous mettent en garde contre une normalisation prise trop à la légère. Selon eux, une normalisation sans questionnement peut mener à un biais dans les estimations. Il pourrait être possible de trouver des effets cohortes dans

[2] Les deux expressions, « salaire » et « revenu de travail », sont utilisées de façon interchangeable dans le texte.

une estimation alors que ces effets seraient confondus avec des effets temporels ou d'expérience. Il faut donc être prudent avec les résultats d'une étude évaluant les effets de cohortes. Afin de contourner le problème d'identification, Beaudry et Green (2000) utilisent le taux de chômage américain désaisonnalisé des hommes âgés de 45 à 54 ans afin de capter les variations causées par les cycles économiques. Nous allons expliquer un peu plus en détail l'application du taux de chômage sur la régression dans les prochaines sections

2.1.1 Estimation par la construction de cohortes synthétiques

La méthode d'estimation la plus utilisée (Beaudry et Green, Juhn, Murphy et Pierce (1993), Morissette et Bérubé (1996), Burbidge Magee et Robb (1997)) est de construire des cohortes synthétiques, c'est-à-dire qu'on ne suit pas des individus en particulier, mais on y va plutôt avec des coupes de données transversales pour chaque année et on suit des individus qui ont la même date de naissance. Il est alors possible d'utiliser la régression linéaire pour estimer les effets cohortes. L'utilisation de cette méthode requiert l'utilisation de quelques spécifications différentes à cause des problèmes liés à l'identification des variables. La régression linéaire ne suffit pas pour montrer la présence d'effets cohortes. Il pourrait être possible que les effets cohortes soient dus à l'augmentation des écarts de salaires entre les individus à l'intérieur d'une même cohorte. C'est pour cela que Beaudry et Green regardent la différence entre le 10ième et le 90ième centile de chaque cohorte afin de vérifier leurs résultats. L'observation de la différence des percentiles a suffi à Juhn, Murphy et Pierce pour trouver des effets cohortes nuls, puisque l'effet de la variation de l'inégalité entre chaque cohorte était le même que celui de la variation entre chaque groupe d'expérience. L'avantage principal de cette méthode d'estimation est l'abondance des données. Si on a de plus grands échantillons, les résultats qui en découlent sont nécessairement plus robustes. Par contre, il est plus difficile de gérer le problème d'identification avec cette méthode. Une solution est

possible lorsqu'on a de l'information supplémentaire. L'utilisation d'une variable de substitution parfaite pourrait, par exemple, dans un certain contexte, remplacer les effets temporels. Dans l'étude de Beaudry et Green (2000), les auteurs utilisent le taux de chômage américain des hommes âgés de 45 à 54 ans comme variable instrumentale au taux de chômage canadien. De cette manière, le taux de chômage devient un indice du marché qui est plus stable, puisque ces individus sont très fortement attachés au marché du travail. À l'aide de cette méthode, Beaudry et Green réussissent donc à contourner le problème d'identification.

2.1.2 Estimation avec des données longitudinales

Une autre façon d'estimer les effets cohortes est d'utiliser des données longitudinales. Morissette et Bérubé (1996) modélisent la probabilité de transiter vers ou hors une situation de pauvreté à l'aide d'un modèle de durée de type logit. Cette méthode requiert donc qu'on définisse un ou plusieurs seuils de pauvreté pour chaque année. Avec une ou plusieurs variables dichotomiques de période, il est alors possible de savoir si un certain individu a plus ou moins de chances de se sortir d'un certain seuil de pauvreté selon la période dans laquelle il se situe. Beach et Finnie (2004) utilisent une méthodologie similaire à de Morissette et Bérubé en construisant des matrices de transitions des salaires. En comparaison avec les seuils de pauvreté, les auteurs utilisent plutôt des intervalles de salaires. L'estimation concerne donc la probabilité de changer d'intervalle de salaire pour un individu. L'avantage de l'utilisation des données longitudinales est qu'on peut contrôler pour les effets non observés des individus au cours du temps.

2.2 Banque de données et variables disponibles

Dans une étude de cohorte, on se doit d'abord d'éliminer les individus qui ne travaillent pas. Par exemple, Beaudry et Green (1997) limitent leur échantillon à ceux qui travaillent au moins 30 heures par semaine en moyenne. De plus, il faut également limiter l'âge puisqu'on tente de modéliser les revenus ou les salaires des gens qui ont plus de chance d'être ancrés au marché du travail. Beaudry et Green (2000) estiment que les individus entre 25 et 56 ans ont plus de chances d'être attachés au marché du travail alors que Juhn, Murphy et Pierce (1993) sélectionnent plutôt les gens entre 18 et 65 ans. Si certains utilisent les revenus comme variable expliquée, il est préférable de prendre les salaires car les autres sources de revenus sont plus difficiles voire impossibles à prédire. Puisque la polarisation des inégalités et la chute des revenus ont été attribuées au marché du travail, il vaut donc mieux utiliser les salaires.

3. Données

Dans cette section, nous allons décrire les données utilisées ainsi que la sélection des variables et la construction des cohortes synthétiques.

3.1 Description des données

Les données proviennent de trois sources différentes de Statistiques Canada. Dans un premier temps, il y a les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) des familles de recensement de 1971, 1973, 1975,1977 et 1979. Ensuite, il y a les données de l'EFC des particuliers âgés de 15 ans et plus, avec et sans revenu de 1981, 1982, et 1984 à 1995. Enfin, les données de 1996 à 2008 proviennent des fichiers externes transversaux de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). Un important changement des données vient du fait que les données de l'EFC des familles de recensement de 1971 à 1979 incluent seulement ceux des chefs de famille et des époux et épouses alors que par la suite, tous les individus y sont inclus. C'est donc dire que tous les salariés qui ne sont ni le chef de famille ni l'époux ou épouse et qui font parti du ménage n'ont pas été recensé dans l'échantillon. Pour simplifier, nous allons les appeler les salariés non échantillonnés. Beaudry et Green (2000) avaient décidé de choisir seulement les chefs de famille et les époux et les épouses pour la totalité de leurs données. Ils ont donc dû enlever les salariés ne faisant pas partie des catégories du chef de famille et de l'époux ou épouse entre 1981 et 1993. Dans notre cas, nous avions le choix entre inclure les données entre 1971 à 1979 mais d'exclure tous les salariés non échantillonnés de nos données, ou alors d'exclure les données de 1971 à 1979. Puisque nous voulons nous concentrer davantage sur les périodes récentes et que nous voulons un échantillon plus complet, nous avons choisi d'inclure tous les salariés et d'exclure les données des familles de recensement des années 1970. Nous désirons donc pouvoir transposer les résultats sur une plus grande partie des travailleurs canadiens. Par contre, les résultats seront moins comparables

avec celle de Beaudry et Green (2000) que si nous avions suivi leur méthode de sélection des données.

Les données de l'EFC et de l'EDTR ne forment pas un véritable panel. Dans ce cas, il faudra s'assurer que la composition des individus pour chaque année ne change pas beaucoup. Il est certain qu'avec les années, le niveau d'éducation des individus a tendance à augmenter. Il y a également un changement possible de composition avec l'immigration. Beaudry et Green mentionnent avoir testé leurs résultats utilisant des hommes non immigrants et affirment arriver à des résultats similaires. Dans notre cas, nous sommes arrivés à la conclusion que la qualité et l'uniformité de l'échantillon couverte étaient insuffisantes afin de vérifier le changement de composition. Nous avons couvert plus en détail dans la section 4 et dans l'appendice les raisons pour lesquelles nous avons opté de ne pas effectuer de test de changement de composition pour l'immigration.

3.2 Sélection des données et construction des variables

En ce qui concerne l'âge, nous nous intéressons aux individus qui sont attachés au marché du travail. Nous voulons alors exclure les gens trop jeunes qui n'ont possiblement pas fini leur parcours scolaire. En ce qui concerne les personnes âgées, nous voulons exclure le plus possible ceux qui prennent une retraite définitive ou une retraite anticipée. C'est pour cela que nous avons choisi d'inclure les gens entre 25 et 56 ans. Dans certaines études de cohortes, les gens âgés entre 18 ans et 25 ans sont inclus, mais nous croyons qu'à cet âge, beaucoup de personnes n'ont pas encore terminé leurs études ou sont en période de transition. De plus, nous ne voulions pas extrapoler sur des cohortes trop anciennes. Pour ce faire, nous avons inclus les cohortes qui entrent à partir de 1971 sur le marché du travail. Ainsi, durant la première année de notre banque de données, c'est-à-dire 1981, les gens qui ont plus de 35 ans seront exclus, ceux qui ont 37 ans et plus seront également exclus en 1983 et ainsi de suite car ne l'oublions pas, selon notre définition, un individu entre sur le marché du

travail à 25 ans. De plus, nous excluons de notre échantillon les personnes âgées de plus de 56 ans. Nous voulons éviter ici les gens qui prendront leurs retraites de façon potentiellement graduelle.

Les données comportent un indice qui différencie les individus travaillant en majorité plus de 30 heures par semaine de ceux qui travaillent moins de 30 heures par semaine. Nous avons exclu la dernière catégorie pour avoir des gens qui travaillent principalement à temps plein.

Nous avons calculé les salaires réels avec l'aide de l'indice des prix à la consommation (IPC). Cette étape n'aurait pas été nécessaire dans le cas où nous aurions des variables binaires pour chaque année. Ces variables auraient capté non seulement l'inflation pour chaque année, mais aussi les cycles économiques. Cependant, il nous est impossible de mettre des indices pour chaque année à cause du problème d'identification. Nous cherchons alors à enlever les effets d'inflation et de cycles économiques sur nos données. En transformant les salaires nominaux en salaires réels, nous tenons compte de l'inflation. Par contre, il reste des effets cycliques à prendre en compte. Pour ce faire, nous utilisons le taux de chômage désaisonnalisé des hommes âgés de 45 à 54 ans aux États-Unis, tout comme l'ont fait Beaudry et Green (2000). Dans notre régression, nous ne pouvons inclure le taux de chômage canadien car il devient corrélé avec les autres variables explicatives non observables. Le taux de chômage des américains devient un bon substitut au taux de chômage canadien. Le fait d'avoir inclus le taux de chômage américain viendra atténuer les effets cycliques des salaires réels.

On constate, à l'aide de la figure 1 de l'annexe B, que le taux de chômage canadien suit une tendance très similaire à celle du taux de chômage américain. La raison pour laquelle le taux de chômage choisi est celui des hommes de 45 à 54 ans est que celui-ci est une mesure plus fiable des cycles économiques

puisque les hommes entre 45 et 54 ans sont souvent beaucoup plus attachés au marché du travail que les autres.

Puisque nous composons avec des définitions de catégories d'éducation différentes et changeantes entre les banques de données et les années, nous avons décidé de simplement diviser l'éducation en 3 groupes : Études secondaires 3 à 5, complétées ou non, diplôme d'études professionnelles complété ainsi que des études universitaires complétées. Dans le premier groupe, tous les gens qui n'ont pas atteint le secondaire 3 sont exclus de même que ceux qui ont complété un diplôme d'études professionnelles. Ceux qui sont en voie de réussir leur diplôme d'études professionnelles, mais qui ne l'ont pas terminé sont inclus dans la première catégorie, car selon Beaudry et Green (2000), les deux groupes ont des salaires réels qui se comportent de la même façon dans le temps. De plus, ceux qui ont commencé l'université, mais qui n'ont pas terminé un diplôme sont également comptabilisés dans la première catégorie. Un changement de codage dans les données fait en sorte qu'il y aura un biais possible dans l'estimation de l'effet de l'éducation sur les revenus. Ces changements sont survenus dans les données de l'enquête sur les finances du consommateur à partir de 1990. Il y a certains programmes post-secondaires qui n'exigent pas d'études secondaires terminées. Avant 1990, les individus qui avaient terminé leurs formations étaient classés dans la catégorie de ceux qui ont seulement des études secondaires complétées, mais après 1990, ils étaient classés «ayant un diplôme d'études professionnelles». Par conséquent, on peut s'attendre à ce que certaines personnes plus éduquées qui se retrouvaient dans la première catégorie avant 1990 soient par la suite incluses dans la deuxième catégorie. Cela entraînera une baisse du coefficient de la première catégorie d'éducation après l'année 1990 et une hausse de la deuxième catégorie. Pour résoudre ce problème, nous allons inclure une variable dichotomique après 1990. En ce qui concerne la troisième catégorie, elle n'est pas touchée par ce changement.

3.3 Création des cohortes synthétiques

Les cohortes synthétiques sont construites en suivant les individus d'un même groupe d'âge à travers le temps puisqu'il faut le rappeler, nous travaillons avec des données qui ne sont pas longitudinales. En construisant des variables dichotomiques pour chaque cohorte, il sera possible de suivre chaque cohorte. Par exemple, pour définir la cohorte de 1981, la variable sera égale à 1 si l'âge est de 25 ou 26 ans en 1981, de 26 ou 27 ans en 1982, de 27 ou 28 ans en 1983 et ainsi de suite.

Cela revient à dire que l'indice de cette variable sera égal à 1 pour tous ceux dont l'année de naissance est de 1946. Nous avons donc une variable appelée «Cohorte» qui représente un indice chiffré de 1 à 19 qui représente les 19 cohortes générées à partir des données. Il ne faut pas oublier que les dernières cohortes, étant plus jeunes, seront observées durant un nombre décroissant d'années. Par exemple, pour la 18ième cohorte, ce sont des gens qui seront âgés de 25 ans en 2006, 26 ans en 2007 et 27 ans en 2008. Nous combinons deux années pour chaque cohorte pour simplifier l'analyse, tout comme l'ont fait Beaudry et Green (2000). Ceci facilite donc l'analyse des coefficients dichotomiques des cohortes ainsi que les graphiques que nous allons créer plus tard.

Pour avoir une idée du nombre d'individus présents dans chaque cohorte construite, nous avons inclus dans le tableau 8 de l'annexe A les fréquences des données pour chaque cohorte, pour chaque cellule de sexe-éducation.

4. Méthode d'estimation des effets de cohortes

Dans cette section, nous allons décrire comment nous allons arriver à estimer les effets cohortes. Notre objectif n'est pas seulement de trouver des effets cohortes, mais également d'analyser l'évolution des salaires réels des cohortes dans le temps. Une cohorte, par exemple pourrait voir ses salaires varier par rapport à la précédente en ce qui concerne les jeunes travailleurs, mais pourrait voir leur salaire varier davantage par rapport à cette même cohorte précédente pour ce qui est du rendement à l'expérience. Il est important de noter que notre méthodologie suit de très près celle de Beaudry et Green (1997 et 2000).

4.1 Analyse graphique

Avant de nous plonger dans l'estimation économétrique, nous allons dresser un portrait des cohortes de salaires réels par le biais de l'analyse graphique afin d'observer les tendances dans le temps.

Nous incluons uniquement une cohorte toutes les 4 années plutôt que 2 cohortes pour simplifier la lecture, sinon il y aurait trop de lignes (cohortes) dans un même graphique. Chaque graphique devra avoir la même échelle de salaire pour chaque sexe, afin de pouvoir comparer sur une même échelle l'évolution des salaires réels des deux sexes. Ces graphiques seront lissés à l'aide d'une moyenne mobile de 3 ans pour faciliter la lecture de ces derniers.

Dans un deuxième temps, nous tracerons les graphiques des salaires réels prédits par notre modèle de régression linéaire. Il s'agit simplement d'effectuer des prédictions linéaires de salaires réels à partir des coefficients obtenus dans la régression. À partir de ces prédictions, un graphique est tracé pour chacune des combinaisons sexe-éducation. Encore une fois, nous ferons moyenne mobile de 3 ans sur les graphiques des salaires réels prédits afin de faciliter leur lecture. Le modèle de régression sera présenté dans la prochaine sous-section.

Ces graphiques serviront donc à mettre la table pour l'analyse des régressions linéaires.

4.2 Régressions linéaires

En ayant des données avec des coupes transversales de salaires réels d'individus, nous avons choisi d'utiliser la régression linéaire, plus particulièrement la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Notons que les différentes spécifications du modèle de régression linéaire sont exactement les même que ceux de Beaudry et Green (2000).

Nous avons choisi de faire une régression par cellule plutôt que sur les données individuelles. Pour ce faire, nous prenons la moyenne des salaires calculés pour chaque groupe d'âge, chaque sexe, chaque catégorie d'éducation et pour chacune des cohortes. Il y aura donc un nombre de cellules total égal à deux fois le nombre de groupes d'âge pour chaque cohorte multiplié par le nombre de cohortes multiplié par deux (pour le nombre de sexes) multiplié par le nombre de classes d'éducation. Au total, nous avons 1986 cellules, 331 pour chaque groupe de sexe-éducation, puisque nous effectuons des régressions distinctes pour chaque groupe de sexe-éducation. La raison pour laquelle nous effectuons des régressions sur des cellules de moyenne plutôt que sur les données elles-mêmes est que nous cherchons à avoir le même niveau d'agrégation des données de notre variable dépendante, soit les salaires réels, par rapport à la variable indépendante des cohortes. Dans les 2 cas, les coefficients seraient les mêmes. Cependant, la régression par cellule vient ajuster correctement les écarts types.

L'âge sera présent dans le modèle de régression sous forme polynomiale de degré 2 et de degré 3, comme le suggère Lemieux (2006). Ces variables auront

pour but de capter toutes les variations possibles de l'expérience ou de l'âge sur le salaire réel.

Dans la première spécification, nous allons construire une variable qui sera l'interaction entre les cohortes et l'âge. De cette manière, nous pourrons vérifier si la rémunération de l'expérience sera généralement plus élevée, moins élevée, ou inchangée par rapport aux cohortes précédentes.

(1)

Première spécification :

$$\log \gamma = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 age^3 + \beta_4 cohorte + \beta_5 cohorte^2 + \beta_6 cohorte * age + \beta_7 dummy1990 + \beta_8 chom45\text{-}54usa + \mu$$

où γ est le salaire réel des canadiens.

Le coefficient de la variable cohorte, qui, nous le rappelons, est composé d'un indice incrémental pour chaque cohorte, va nous informer si les cohortes plus anciennes sont mieux ou moins bien payées que les nouvelles cohortes en moyenne. Quant au terme quadratique, la variable cohorte au carré nous indiquera la tendance plus récente. Même si les résultats nous donnent des effets cohortes tous positifs ou tous négatifs pour chacune des cohortes, on pourra voir si ces effets sur les salaires réels vont en s'accélérant ou en ralentissant avec le temps.

La deuxième spécification est exactement la même que la première, mais la différence est qu'on remplace l'interaction entre l'âge et la cohorte par une interaction entre l'âge et les années. On tente donc d'observer la variation du rendement à l'expérience à travers le temps plutôt qu'à travers les cohortes.

(2)

Deuxième spécification :

$$\log \gamma = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 age^3 + \beta_4 cohorte + \beta_5 cohorte^2 + \beta_6 annee * age + \beta_7 dummy1990 + \beta_8 chom45\text{-}54usa + \mu$$

Enfin, la troisième et dernière spécification nous indiquera les effets pour chaque cohorte sur le salaire réel des individus. Pour ce faire, il faut inclure une variable dichotomique pour chaque cohorte. L'indice prendra la valeur de 1 si l'individu fait partie d'une certaine cohorte.

(3)

Troisième spécification:

$$\log \gamma = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 age^3 + \beta_4 cohorte + \beta_5 cohorte^2 + \beta_6 cohorte * age + \beta_7 dummy1990 + \beta_8 chom45\text{-}54usa + \delta_y * cohorte_y + \mu$$

où on a y nombre de variables dichotomiques qui représentent chacune des cohorte.

Dans notre cas, y peut prendre la valeur 1 à 19 puisque nous avons 19 cohortes différentes. Ces régressions seront effectuées pour chaque niveau d'éducation et chaque sexe. Puisqu'il y a 3 spécifications, 2 sexes et 3 niveaux d'éducation. Nous allons donc effectuer 18 régressions différentes.

Rappelons-nous que les coefficients devant la dichotomique de 1990 et devant la matrice des taux de chômage des hommes âgés de 45 à 54 ans aux États-Unis sont présents uniquement pour capter de la variation. Il ne sera donc pas utile d'interpréter ces coefficients.

Nous aurions voulu faire un test de sensibilité par rapport à la présence ou non d'immigrants pour vérifier notre hypothèse de départ qui dit que l'échantillon ne change pas de composition. Les différentes vagues d'immigrations que le Canada a connues peuvent faire en sorte que la composition des échantillons soit différente. Ce test de sensibilité sera difficilement réalisable ; les données de l'EDTR (à partir de 1996) comportent des anomalies quant aux données du statut d'immigrant du citoyen canadien. Ces anomalies sont discutées plus à fond dans l'appendice. Ceci fait en sorte que nous devons cesser d'utiliser les données après 1995. Nous avons tout de même tenté de comparer les deux échantillons et nous avons réalisé que les cohortes sont trop courtes donc les

régressions nous donnent des résultats différents. De plus, on ne peut pas vérifier le changement de composition dans les cohortes plus récentes. C'est pour cela que nous avons décidé de laisser tomber la comparaison entre les non-immigrants et tout l'échantillon.

5. Résultats

Nous avons d'abord utilisé les poids révisés fournis par Statistique Canada afin de rendre notre échantillon représentatif de la population.

5.1 Analyse graphique

5.1.1 Graphique des données brutes

Les graphiques des données brutes ont été inclus parmi les figures 2 à 7 de l'annexe B. Nous avons calculé une moyenne mobile de trois ans pour tenter de faciliter la lecture du graphique. Malgré tout, la lecture de ceux-ci demeure difficile puisqu'il y a beaucoup de variabilité dans les données. En plus, les effets cycliques encore présents dans les données participent davantage à augmenter la variabilité des données.

Les figures 2 et 3 nous révèlent respectivement les salaires moyens réels des hommes ayant un diplôme de secondaire 3 et plus comme meilleur diplôme ainsi que les salaires moyens réels des hommes ayant un diplôme professionnel. Il est relativement difficile d'observer les effets cohortes, mais nous pouvons voir qu'il y a des tendances. En général, les cohortes plus anciennes semblent avoir des salaires réels plus élevés que les cohortes plus jeunes.

La figure 4 montre des effets cohortes qui ne sont pas totalement discernables pour les hommes ayant un diplôme universitaire. Cependant, nous voyons également des signes de cycles économiques encore plus apparents, ce qui pourrait affecter notre analyse. À part pour la cohorte de 1975, nous pouvons observer la montée subite des salaires à une certaine période. Par exemple, la cohorte d'entrée de 1971 voit leurs salaires augmenter brusquement lorsqu'ils ont 49 ans. C'est à 37 ans que l'entrée de la cohorte 1983 subit l'importante augmentation alors que pour l'entrée de 1979, c'est à 43 ans. C'est donc pour dire qu'entre 1995 et 1998, presque toutes les cohortes de salaires semblent

monter d'un coup et puis redescendre par la suite. Nous pouvons donc penser qu'il se pourrait qu'il y ait un important effet de cycle économique à ce moment-là.

Les observations de la catégorie des hommes sont également transposables chez la femme, c'est-à-dire qu'à l'aide des figures 5 et 6, nous pouvons remarquer la présence d'effets cohortes, malgré qu'ils ne sont pas très évidents. En ce qui concerne la figure 7 des femmes ayant un diplôme d'études universitaires, nous voyons le même genre de mouvement cyclique.

5.1.2 Graphique des salaires réels prédits

Nous avons aussi décidé de faire une moyenne mobile de 3 ans afin de lisser les courbes des cohortes. Ces graphiques sont représentés par les figures 8 à 13 de l'annexe B. Ceux-ci sont beaucoup plus clairs et plus faciles à lire que les précédents. Immédiatement, nous pouvons remarquer qu'il y a des effets cohortes négatifs sur les salaires pour tous les graphiques.

Pour les hommes, les graphiques des figures 8 et 9 représentés respectivement par ceux qui ont un secondaire 3 à 5 comme meilleur diplôme ainsi que ceux qui ont un diplôme d'études professionnelles se comportent d'une façon semblable. Le graphique des salaires réels des hommes ayant un diplôme d'études universitaires (figure 10) nous permet de faire d'étonnantes observations. On peut remarquer des effets cohortes négatifs, mais aussi un changement dans la pente d'âge-gain au fur et à mesure que les cohortes rajeunissent. On semble rémunérer davantage l'expérience pour les cohortes récentes par rapport aux plus anciennes. Ces résultats divergent par rapport à ceux obtenus par Beaudry et Green (2000). En effectuant des tests de sensibilité, nous nous sommes rendu compte que l'augmentation de la rémunération de l'expérience avec le temps s'est davantage manifestée après les années couvertes par Beaudry et Green, ce qui explique la différence dans la conclusion de nos études respectives.

Au niveau des femmes, les figures 11 et 12 nous montrent que le salaire réel de celles qui ont un secondaire 3 à 5 comme meilleur diplôme semble se comporter différemment de celles qui ont un diplôme d'études professionnelles, contrairement aux hommes. Pour la première catégorie, les effets cohortes sont très faibles comparativement à la deuxième catégorie. Pour les femmes qui ont un diplôme universitaire, elles voient leurs salaires réels se comporter d'une manière semblable à ceux du sexe opposé. Il y a donc des effets de cohortes négatifs, mais avec le même effet de rattrapage dans l'allure de la courbe d'âge-gain pour les cohortes plus récentes.

Ces résultats nous laissent croire qu'il y aurait un revirement dans la tendance de la rémunération de la compétence pour les cohortes plus jeunes par rapport aux plus vieilles, autant pour la femme que pour l'homme. Avant d'aller plus loin dans notre analyse, il sera intéressant maintenant de jeter un coup d'œil aux résultats des régressions linéaires afin de vérifier ces dernières observations.

5.2 Analyse des régressions

Il est possible de voir, dans les tableaux 1 à 6 de l'annexe A, les résultats des régressions linéaires. Nous n'allons pas interpréter les coefficients d'âge au carré et au cube car nous voulons voir la tendance du rendement de l'expérience plutôt qu'une mesure fixe de cette dernière. Nous rappelons donc les variables de l'âge au carré et au cube servent uniquement à capter la variation des salaires dans nos modèles.

En ce qui concerne les 2 premières spécifications, la variable cohorte est négative et significativement différente de 0 pour toutes les régressions, ce qui implique qu'il y a des effets de cohortes négatifs sur les salaires réels pour les hommes et les femmes et pour les 3 niveaux de scolarité.

Nous voyons les effets de chaque cohorte sur le salaire réel pour la troisième spécification. Ces coefficients, qui sont négatifs au départ, ont tendance à

diminuer davantage au fur et à mesure qu'on prend une cohorte plus jeune. Cela est dû au fait que chaque cohorte doit avoir une cohorte de base, c'est-à-dire celle de 1971. Pour voir l'évolution des effets cohortes, il faut regarder chaque cohorte par rapport à sa précédente afin de savoir si la situation s'est davantage dégradée ou s'est améliorée. On peut également interpréter la valeur absolue de chaque coefficient, c'est-à-dire qu'il y a une variation en pourcentage en moyenne d'une cohorte par rapport à celle de 1971. Pour les hommes, tous les effets de chaque cohorte sont significativement différents de 0. Nous pouvons voir que les effets cohortes sont plus grands pour les deux premières catégories d'étude que pour la troisième. En ce qui concerne les femmes, toujours en se basant sur la troisième spécification, celles qui ont un diplôme d'études universitaires semblent avoir des effets cohortes qui ne sont pas significatifs. Ayant trouvé des effets significatifs pour les deux premières spécifications pour les 3 catégories d'éducation, nous avons effectué un autre test d'hypothèse que nous avons reporté au tableau 7 de l'annexe A. Ce test nous permet de savoir si chaque cohorte est significativement différente des autres. Les résultats nous démontrent que c'est effectivement le cas. Malgré le fait qu'ils soient significatifs, les effets cohortes semblent être moins négatifs pour les femmes que pour les hommes.

Le coefficient associé à la variable cohorte au carré indique la tendance à plus long terme des effets cohortes. Puisque nous avons trouvé des effets cohortes négatifs pour toutes les cohortes, ce coefficient nous indiquera si la situation s'est détériorée davantage pour les cohortes plus récentes par rapport aux anciennes. Les résultats démontrent plutôt le contraire chez les hommes pour tous les groupes d'éducations et pour les femmes professionnelles. La situation semble stable pour les femmes ayant un secondaire 3 ou plus et pour celle qui a un diplôme d'études universitaires.

Un point important à vérifier est l'évolution du rendement de l'expérience à travers les cohortes et à travers les années. En examinant les coefficients de

l'interaction âge-cohorte et âge-année pour les deux sexes, les coefficients positifs et significatifs signifient que les cohortes plus jeunes voient leur expérience être davantage récompensée que les cohortes plus anciennes et ce, peu importe le niveau d'éducation. De plus, la rémunération de l'expérience semble augmenter avec une intensité similaire pour chaque niveau d'éducation, puisque les coefficients (étant en forme logarithmique) sont similaires. Par contre, ces résultats ne sont pas clairs pour les femmes universitaires puisque le coefficient âge-cohorte devient non significatif lorsque nous passons de la première à la troisième spécification. Ces résultats viennent tout de même confirmer ceux que nous avons tirés des graphiques dans la sous-section précédente, c'est-à-dire qu'au Canada, la rémunération de l'expérience a augmenté depuis la fin des années 1990.

Afin de s'assurer que les résultats des hommes et des femmes sont bien différents, nous avons effectué un test de Chow de chaque spécification et pour chacune des catégories d'éducation. Nous avons expliqué plus en détail dans l'appendice comment nous avons appliqué le test de Chow. Les résultats ont été reportés dans le tableau 9 de l'annexe A. Ces résultats nous démontrent que les coefficients de chacune des équations sont statistiquement différents des femmes par rapport aux hommes.

6. Conclusion

Cette recherche vient complémenter les études faites sur les effets cohortes des salaires réels au Canada. Alors que la littérature est assez unanime quant aux effets négatifs des cohortes sur les salaires réels à partir des années 1970, l'étude de Beach et Finnie (2004) prédit un revirement de la tendance en ce qui concerne la rémunération de l'expérience. Notre étude vient donc éclaircir ce qui se passe avec des données plus récentes.

Tout d'abord, comme les autres auteurs, nous avons trouvé des effets cohortes négatifs sur les salaires des canadiens, et ce peu importe l'âge et le sexe. Cependant, les effets sont moins importants pour les femmes et plus précisément chez celles qui ont un diplôme d'études universitaires. Bien que nous avons trouvé des effets de cohortes négatifs, nous avons vu que la tendance à long terme est que les effets sont de moins en moins négatifs.

Nous avons également analysé les mouvements dans le rendement à l'expérience à l'aide d'interactions entre l'âge et le temps ou entre l'âge et les cohortes. Cela nous a permis de confirmer les conclusions de Beach et Finnie : au fur et à mesure que les cohortes rajeunissent, on rémunère davantage l'expérience.

Ces résultats préliminaires viennent donc montrer que la tendance est renversée par rapport à l'étude de Beaudry et Green (2000) en ce qui concerne le rendement à l'expérience des cohortes récentes. Ces résultats penchent alors vers une conclusion similaire à celle de l'étude de Juhn, Murphy et Pierce (1993) qui affirment qu'il y a une hausse pour la demande des travailleurs qualifiés. Cependant, la hausse du rendement à l'expérience des cohortes récentes s'observe d'un degré d'intensité similaire pour tous les niveaux d'éducation.

Il n'est pas impossible que la composition de notre échantillon change avec le temps et la prudence est de mise. Si c'est le cas, cela pourrait influencer les résultats que nous avons obtenus. Par contre, il serait étonnant que le changement de composition change complètement les conclusions de notre étude. Les changements possibles de compositions pourraient venir d'une part de l'immigration. Il y a en effet la possibilité que la quantité ou la qualité des immigrants du Canada change avec le temps. Une autre source de changement dans la composition pourrait venir de l'augmentation de la scolarité chez les travailleurs canadiens.

Appendice

Données sur l'immigration

Les données de l'EFC nous permettraient d'analyser l'immigration par vague. Ceci est dû au fait que les classes d'années d'immigration ne changent pas à travers les années d'enquête. Bien que les données de l'ETDR comportent des informations quant au nombre d'années écoulées depuis l'immigration de la personne, il nous est impossible de construire des groupes d'années d'immigration homogène.

Le questionnaire de l'ETDR est construit pour qu'à chaque année, on puisse avoir le nombre d'années écoulées depuis l'arrivée au Canada en tranche. Les tranches choisies sont : il y a moins de 10 ans, entre 10 et 19ans, entre 20 et 29 ans, entre 30 et 39 ans et 40 ans ou plus. Si on veut, par exemple, tenter d'analyser les vagues d'immigrations selon des périodes d'années fixes, il est impossible avec ces données de retracer les années d'arrivées. Si une personne répond «entre 10 et 19 ans en 2000», cela veut dire qu'elle a immigré dans une période entre 1981 et 1990 alors que si une personne, toujours dans la même année de collecte de donnée, répond «il y a moins de 10 ans», cela signifie que cette personne a immigré entre 1991 et 2000. À partir de cela, si l'on tente de construire des tranches fixes par année, on va par exemple créer une variable dichotomique qui prendrait la valeur 1 ou 0 si la personne a immigré dans cette tranche. Cependant, si l'on prend par exemple l'année d'enquête 1997, les périodes d'année seront différentes. Pour les gens ayant répondu «il y a moins de 10 ans », la période sera entre 1988 et 1997 alors que la période sera de 1977 à 1987 si la personne a répondu «entre 10 et 19 ans en 2000». Par conséquent, il nous est impossible d'effectuer des groupes d'années fixes dans le temps.

De plus, pour une raison que nous ignorons, il y a une grande partie des données qui sont incomplètes par rapport à la question de l'immigration à partir des données de 1996. Le tableau des fréquences nous laisse croire qu'il y a un

manque dans les données et cela fait en sorte qu'il nous est impossible de les utiliser sans qu'il y ait un certain biais. Par exemple, en 2006, 3683 personnes étaient immigrantes, 10720 ne l'étaient pas et 39859 données individuelles sont soit manquantes ou alors les personnes ne savent pas si elles étaient immigrantes. Ne sachant pas pourquoi les 39859 personnes sont dans ce groupe, il nous est donc impossible d'effectuer une analyse après 1995 sans biais.

Test de Chow

Le test de Chow nous sert à comparer les coefficients de 2 régressions et à tester l'hypothèse d'égalité des coefficients. Dans notre cas, nous voulons tester l'égalité des coefficients des régressions pour les hommes et pour les femmes pour chaque niveau d'éducation. Pour ce faire, on doit prendre la somme des carrés des résidus pour chacune des régressions (ess_1 et ess_2) des deux sexes ainsi que la somme des carrés des résidus pour la régression conjointe (ess_c). La statistique du test de Chow est égale à $\frac{(\mathrm{ess_c} - (\mathrm{ess_1} + \mathrm{ess_2}))/\mathrm{k}}{(\mathrm{ess_1} + \mathrm{ess_2}) \,/\, (\mathrm{N1} + \mathrm{N2} - 2 * \mathrm{k})}$

où N1 et N2 sont le nombre d'observations pour chaque groupe et k est le nombre total de paramètres à estimer.

La statistique de Chow suit une loi de Fisher avec k et N1 + N2 - 2k comme degré de liberté. Si la statistique de Chow calculé à partir de nos régressions est plus grande ou égale à la statistique de Fisher, on doit rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients entre les équations. Dans notre cas, les statistiques de Chow sont toutes supérieures et donc on peut conclure que les équations entre les hommes et les femmes ont des coefficients différents pour chacune des catégories d'éducation.

Annexe A

Tableau 1
Hommes ayant au moins un secondaire 3 ou plus comme meilleur dip.

	1	2	3
Constante	4.52***	3.99***	4.31***
	-0.29	(0.27)	(0.29)
Cohorte	-0.07***	-0.031***	-
	(0.01)	(0.008)	
Cohorte Carré/10	0.008***	0.002***	-
	(0.002)	(0.002)	
Cohorte * Âge	0.001***	-	0.001***
	(0.0002)		(0.0003)
Âge * Année/10	-	0.002***	-
		(0.0008)	
Âge	0.17***	0.19***	0.18***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Âge Carré	-0.004***	-0.004***	-0.004***
	(0.0007)	(0.0006)	(0.0006)
Âge Cube/100	0.003***	0.003***	0.003***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
c1971	-	-	-
c1973	-	-	-0.09***
			(0.02)
c1975	-	-	-0.18***
			(0.03)
c1977	-	-	-0.22***
			(0.04)
c1979	-	-	-0.30***
			(0.05)
c1981	-	-	-0.37***
			(0.06)
c1983	-	-	-0.46***
			(0.07)
c1985	-	-	-0.52***
			(0.08)
c1987	-	-	-0.58***
			(0.09)
c1989	-	-	-0.65***
			(0.09)
c1991	-	-	-0.70***
			(0.05)
c1993	-	-	-0.76***
			(0.11)
c1995	-	-	-0.78***
			(0.11)
c1997	-	-	-0.88***
			(0.12)
c1999	-	-	-0.90***
			(0.13)
c2001	-	-	-1.00***
			(0.14)
c2003	-	-	-0.98***
			(0.14)
c2005	-	-	-1.01***
			(0.16)
c2007	-	-	-0.94***
			(0.15)
N	331	331	331
r2	0.870	0.870	0.883

Légende explicative

*	Significatif à 90%
**	Significatif à 95%
***	Significatif à 99%

Tableau 2
Hommes ayant un diplôme d'études professionnelles

	1	2	3
Constante	5.33***	5.33***	4.04***
	(0.37)	(0.37)	(0.38)
Cohorte	-0.11***	-0.11***	-
	(0.01)	(0.01)	
Cohorte Carré/10	0.02***	0.02***	-
	(0.003)	(0.003)	
Cohorte * Âge	0.002***	-	0.002***
	(0.0002)		(0.0002)
Âge * Année/10	-	0.01***	-
		(0.001)	
Âge	0.12***	0.16***	0.14***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Âge Carré	-0.003***	-0.004***	-0.003***
	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)
Âge Cube/100	0.002***	0.002***	0.002***
	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)
c1971	-	-	-
c1973	-	-	-0.13***
			(0.02)
c1975	-	-	-0.23***
			(0.03)
c1977	-	-	-0.33***
			(0.04)
c1979	-	-	-0.41***
			(0.05)
c1981	-	-	-0.48***
			(0.06)
c1983	-	-	-0.58**
			(0.07)
c1985	-	-	-0.67***
			(0.08)
c1987	-	-	-0.75***
			(0.09)
c1989	-	-	-0.81***
			(0.09)
c1991	-	-	-0.88***
			(0.10)
c1993	-	-	-0.97***
			(0.11)
c1995	-	-	-1.04***
			(0.12)
c1997	-	-	-1.09***
			(0.12)
c1999	-	-	-1.11***
			(0.13)
c2001	-	-	-1.17***
			(0.13)
c2003	-	-	-1.21***
			(0.14)
c2005	-	-	-1.30***
			(0.15)
c2007	-	-	-1.25***
			(0.16)
N	331	331	331
r2	0.872	0.872	0.880

Légende explicative

*	Significatif à 90%
**	Significatif à 95%
***	Significatif à 99%

Tableau 3
Hommes ayant un diplôme d'études universitaires

	1	2	3
Constante	1.63***	1.63***	4.31***
	(0.59)	(0.59)	(0.29)
Cohorte	-0.05***	-0.05***	-
	(0.02)	(0.02)	
Cohorte Carré/10	0.009***	0.009***	-
	(0.004)	(0.004)	
Cohorte * Âge	0.001***	-	0.001***
	(0.0003)		(0.0003)
Âge * Année/10	-	0.005***	-
		(0.002)	
Âge	0.36***	0.38***	0.35***
	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Âge Carré	-0.008***	-0.009***	-0.008***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Âge Cube/100	0.006***	0.006***	0.006***
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)
c1971	-	-	-
c1973	-	-	-0.11***
			(0.03)
c1975	-	-	-0.15***
			(0.04)
c1977	-	-	-0.16***
			(0.05)
c1979	-	-	-0.22***
			(0.06)
c1981	-	-	-0.23***
			(0.08)
c1983	-	-	-0.28**
			(0.09)
c1985	-	-	-0.34***
			(0.10)
c1987	-	-	-0.38***
			(0.11)
c1989	-	-	-0.40***
			(0.12)
c1991	-	-	-0.44***
			(0.13)
c1993	-	-	-0.46***
			(0.14)
c1995	-	-	-0.45***
			(0.16)
c1997	-	-	-0.41***
			(0.16)
c1999	-	-	-0.49***
			(0.17)
c2001	-	-	-0.57***
			(0.18)
c2003	-	-	-0.59***
			(0.19)
c2005	-	-	-0.69***
			(0.20)
c2007	-	-	-0.56***
			(0.22)
N	331	331	331
r2	0.871	0.871	0.897

Légende explicative

*	Significatif à 90%
**	Significatif à 95%
***	Significatif à 99%

Tableau 4
Femmes ayant au moins un secondaire 3 ou plus comme meilleur dip.

	1	2	3
Constante	5.56***	5.56***	5.26***
	(0.41)	(0.41)	(0.40)
Cohorte	-0.04***	-0.04***	-
	(0.01)	(0.01)	
Cohorte Carré/10	0.003	0.004	-
	(0.002)	(0.002)	
Cohorte * Âge	0.0008***	-	0.0007***
	(0.0002)		(0.0002)
Âge * Année/10	-	0.004***	-
		(0.001)	
Âge	0.05	0.06**	0.07**
	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Âge Carré	-0.001	-0.001*	-0.001*
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)
Âge Cube/100	0.0008	0.0008	0.001*
	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)
c1971	-	-	-
c1973	-	-	-0.03*
			(0.02)
c1975	-	-	-0.04
			(0.03)
c1977	-	-	-0.09***
			(0.03)
c1979	-	-	-0.12***
			(0.04)
c1981	-	-	-0.14***
			(0.05)
c1983	-	-	-0.17**
			(0.06)
c1985	-	-	-0.21***
			(0.07)
c1987	-	-	-0.22***
			(0.07)
c1989	-	-	-0.25***
			(0.08)
c1991	-	-	-0.32***
			(0.09)
c1993	-	-	-0.33***
			(0.10)
c1995	-	-	-0.38***
			(0.10)
c1997	-	-	-0.39***
			(0.11)
c1999	-	-	-0.38***
			(0.11)
c2001	-	-	-0.44***
			(0.12)
c2003	-	-	-0.49***
			(0.12)
c2005	-	-	-0.47***
			(0.13)
c2007	-	-	-0.40***
			(0.13)
N	331	331	331
r2	0.763	0.764	0.787

Légende explicative

*	Significatif à 90%
**	Significatif à 95%
***	Significatif à 99%

Tableau 5
Femmes ayant un diplôme d'études professionnelles

	1	2	3
Constante	6.12***	6.12***	5.94***
	(0.49)	(0.49)	(0.50)
Cohorte	-0.09***	-0.09***	-
	(0.02)	(0.02)	
Cohorte Carré/10	0.01***	0.01***	-
	(0.003)	(0.003)	
Cohorte * Âge	0.002***	-	0.002***
	(0.0003)		(0.0003)
Âge * Année/10	-	0.009***	-
		(0.002)	
Âge	0.04	0.08**	0.05
	(0.04)	(0.03)	(0.04)
Âge Carré	-0.001	-0.002**	-0.0015*
	(0.0009)	(0.0009)	(0.0009)
Âge Cube/100	0.001	0.001	0.001
	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)
c1971	-	-	-
c1973	-	-	-0.12***
			(0.03)
c1975	-	-	-0.20***
			(0.04)
c1977	-	-	-0.25***
			(0.05)
c1979	-	-	-0.36***
			(0.06)
c1981	-	-	-0.42***
			(0.08)
c1983	-	-	-0.46**
			(0.9)
c1985	-	-	-0.55***
			(0.10)
c1987	-	-	-0.62***
			(0.11)
c1989	-	-	-0.70***
			(0.12)
c1991	-	-	-0.75***
			(0.13)
c1993	-	-	-0.88***
			(0.14)
c1995	-	-	-0.88***
			(0.14)
c1997	-	-	-0.93***
			(0.15)
c1999	-	-	-0.99***
			(0.16)
c2001	-	-	-1.02***
			(0.17)
c2003	-	-	-1.05***
			(0.18)
c2005	-	-	-1.18***
			(0.18)
c2007	-	-	-1.19***
			(0.19)
N	331	331	331
r2	0.763	0.763	0.787

Légende explicative

*	Significatif à 90%
**	Significatif à 95%
***	Significatif à 99%

Tableau 6
Femmes ayant un diplôme d'études universitaires

	1	2	3
Constante	4.48***	4.48***	4.01***
	(0.54)	(0.54)	(0.58)
Cohorte	-0.04**	-0.04**	-
	(0.02)	(0.02)	
Cohorte Carré/10	0.006	0.006	-
	(0.004)	(0.004)	
Cohorte * Âge	0.0008**	-	0.0006
	(0.0004)		(0.0004)
Âge * Année/10	-	0.004**	-
		(0.002)	
Âge	0.13***	0.14***	0.15***
	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Âge Carré	-0.002**	-0.003**	-0.003***
	(0.0009)	(0.0009)	(0.001)
Âge Cube/100	0.001	0.001	0.002**
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)
c1971	-	-	-
c1973	-	-	-0.01
			(0.03)
c1975	-	-	-0.02
			(0.05)
c1977	-	-	-0.05
			(0.06)
c1979	-	-	-0.03
			(0.08)
c1981	-	-	-0.10
			(0.09)
c1983	-	-	-0.13
			(0.11)
c1985	-	-	-0.09
			(0.12)
c1987	-	-	-0.15
			(0.13)
c1989	-	-	-0.19
			(0.15)
c1991	-	-	-0.20
			(0.16)
c1993	-	-	-0.23
			(0.16)
c1995	-	-	-0.24
			(0.18)
c1997	-	-	-0.25
			(0.19)
c1999	-	-	-0.23
			(0.20)
c2001	-	-	-0.26
			(0.21)
c2003	-	-	-0.24
			(0.22)
c2005	-	-	-0.22
			(0.24)
c2007	-	-	-0.24
			(0.24)
N	331	331	331
r2	0.776	0.776	0.793

Légende explicative

*	Significatif à 90%
**	Significatif à 95%
***	Significatif à 99%

Tableau 7

Test d'égalité des cohortes

(1) c1973 - c1975 = 0
(2) c1973 - c1977 = 0
(3) c1973 - c1979 = 0
(4) c1973 - c1981 = 0
(5) c1973 - c1983 = 0
(6) c1973 - c1985 = 0
(7) c1973 - c1987 = 0
(8) c1973 - c1989 = 0
(9) c1973 - c1991 = 0
(10) c1973 - c1993 = 0
(11) c1973 - c1995 = 0
(12) c1973 - c1997 = 0
(13) c1973 - c1999 = 0
(14) c1973 - c2001 = 0
(15) c1973 - c2003 = 0
(16) c1973 - c2005 = 0
(17) c1973 - c2007 = 0

Hommes ayant un secondaire 3 et plus comme meilleur diplôme

F(17, 307) = 7.09
Prob > F = 0.0000

Hommes ayant un diplôme d'études professionnelles

F(17, 307) = 7.14
Prob > F = 0.0000

Hommes ayant un diplôme d'études universitaires

F(17, 307) = 2.57
Prob > F = 0.0007

Femmes ayant un secondaire 3 et plus comme meilleur diplôme

F(17, 307) = 6.76
Prob > F = 0.0000

Femmes ayant un diplôme d'études professionnelles

F(17, 307) = 4.99
Prob > F = 0.0000

Femmes ayant un diplôme d'études universitaires

F(17, 307) = 1.98
Prob > F = 0.0121

Tableau 8

Fréquence des personnes par cellule

Cohorte	Hommes			Femmes		
	Secondaire	Professionnel	Universitaire	Secondaire	Professionnel	Universitaire
1971	6897	4780	3772	5325	3563	2176
1973	7601	5734	3865	5663	3987	2495
1975	8629	6213	4373	6488	4871	3071
1977	10227	7149	4346	7811	5489	3278
1979	11349	7765	4347	8363	6169	3354
1981	11392	7853	3989	8593	6146	3486
1983	10548	7625	3480	7950	6256	3149
1985	9747	7626	3320	7352	6133	3131
1987	8134	7122	3196	5900	5764	2973
1989	6212	6240	2836	4468	5177	2758
1991	4688	4598	2505	3051	4201	2606
1993	3805	3875	2218	2245	3248	2370
1995	3182	3556	1967	1687	2823	2226
1997	2535	2974	1566	1306	2437	1797
1999	1884	2372	1175	1082	1871	1534
2001	1553	1785	891	824	1483	1292
2003	1142	1317	675	608	970	982
2005	731	823	391	386	650	629
2007	336	327	160	168	239	281

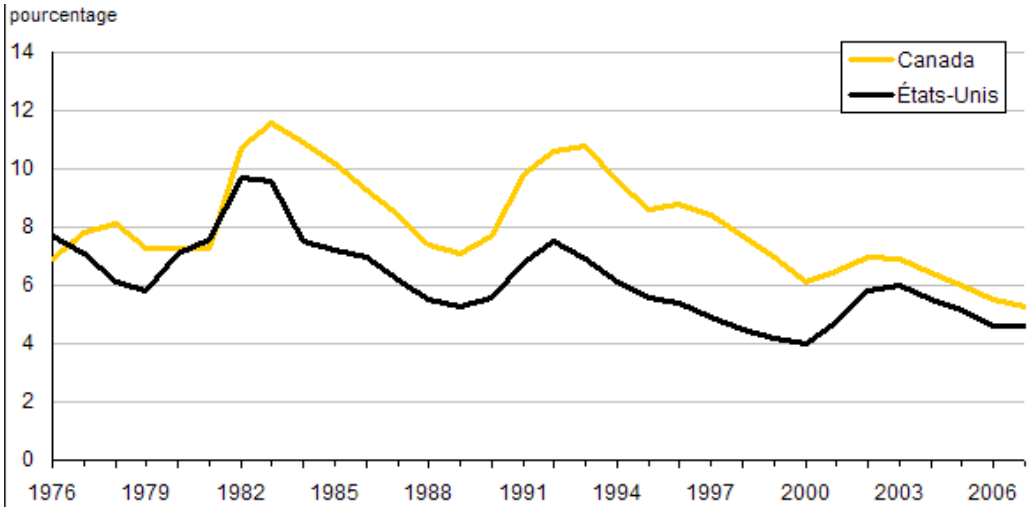
Tabeau 9

Test de Chow ~ Loi de Fisher	Ed=0, eq_1	Ed=0, eq_2	Ed=0, eq_3	Ed=1, eq_1	Ed=1, eq_2	Ed=1, eq_3	Ed=2, eq_1	Ed=2, eq_2	Ed=2, eq_3
ecc_c	27.52	27.52	27.41	23.33	23.33	23.21	15.01	15.01	15.88
ess_1	1.03	1.03	0.93	0.93	0.93	0.87	2.27	2.27	2
ess_2	0.96	0.96	0.87	1.52	1.52	1.39	2.2	2.2	2.04
k	8	8	24	8	8	24	8	8	24
N_1	331	331	331	331	331	331	331	331	331
N_2	331	331	331	331	331	331	331	331	331
Résultat du test de Chow	1035.95	1035.95	363.99	688.19	688.19	237.16	190.40	190.40	74.98
	>=	>=	>=	>=	>=	>=	>=	>=	>=
F(k,N_1+N_2-2*k)	F(8, 646)=2.69	F(8, 646)=2.69	F(24, 614)=2.07	F(8, 646)=2.69	F(8, 646)=2.69	F(24, 614)=2.07	F(8, 646)=2.69	F(8, 646)=2.69	F(24, 614)=2.07

Annexe B

Figure 1

Graphique de l'évolution du taux de chômage du Canada et des États-Unis, de 1976 à 2007



Sources : Statistique Canada, *Enquête sur la population active*; et Bureau of Labor Statistics des États-Unis, *Current Population Survey*.

Figure 2

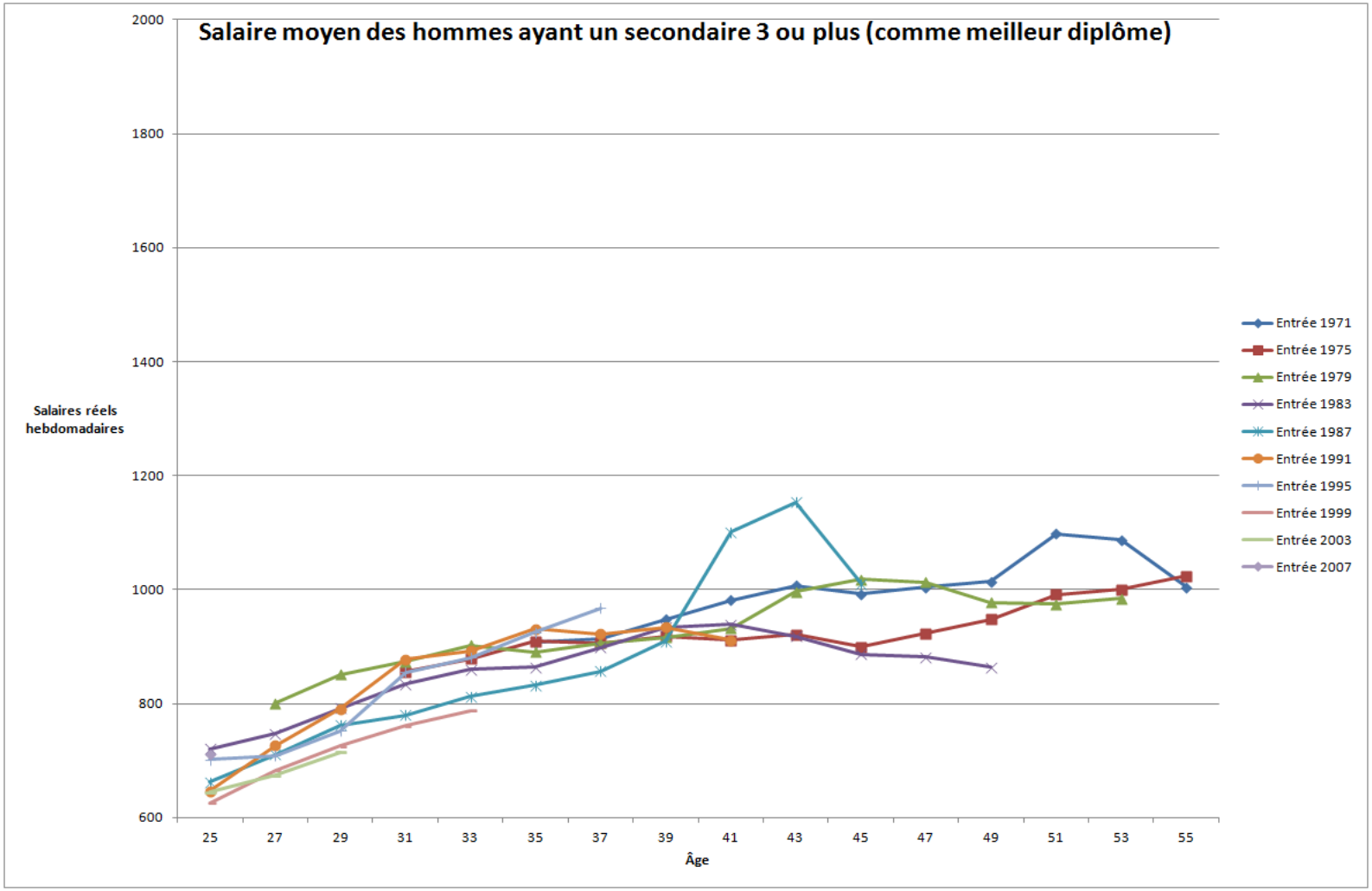

Salaire moyen des hommes ayant un secondaire 3 ou plus (comme meilleur diplôme)
Salaires réels hebdomadaires
2000
1800
1600
1400
1200
1000
800
600
25
27
29
31
33
35
37
39
41
43
45
47
49
51
53
55
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 3

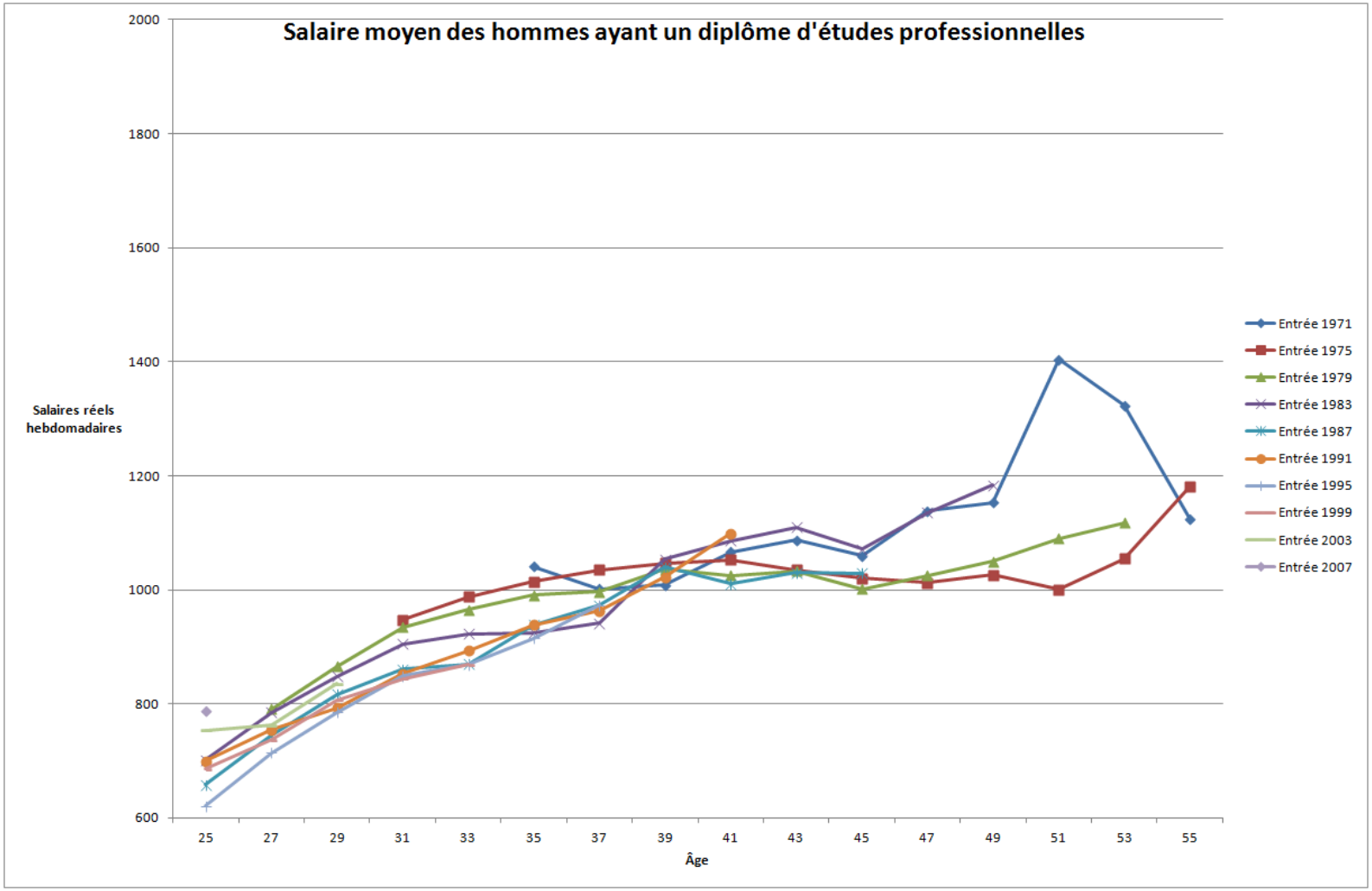

Salaire moyen des hommes ayant un diplôme d'études professionnelles
Salaires réels hebdomadaires
2000
1800
1600
1400
1200
1000
800
600
25
27
29
31
33
35
37
39
41
43
45
47
49
51
53
55
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 4

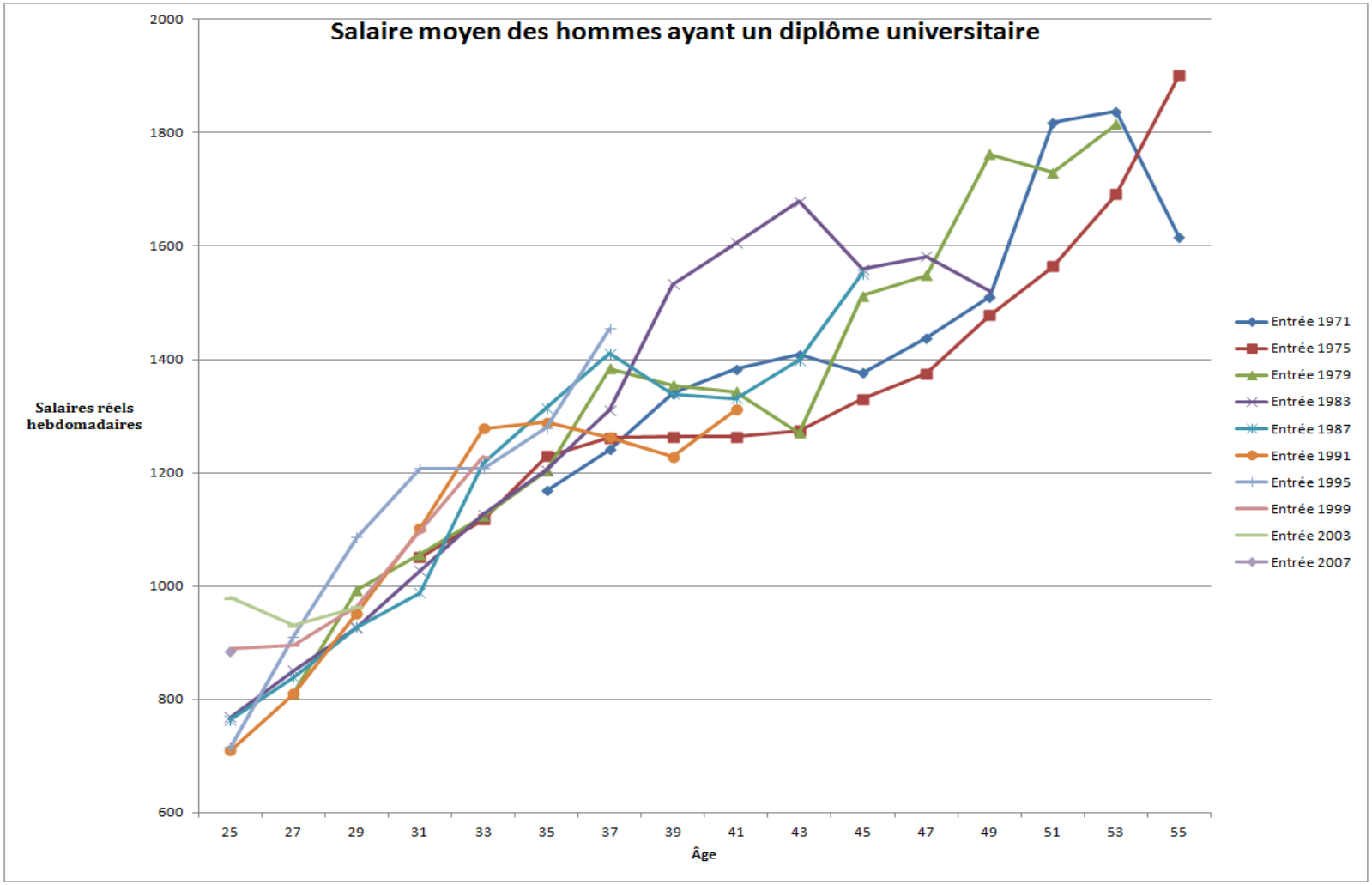

Salaire moyen des hommes ayant un diplôme universitaire
Salaires réels hebdomadaires
2000
1800
1600
1400
1200
1000
800
600
25
27
29
31
33
35
37
39
41
43
45
47
49
51
53
55
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 5

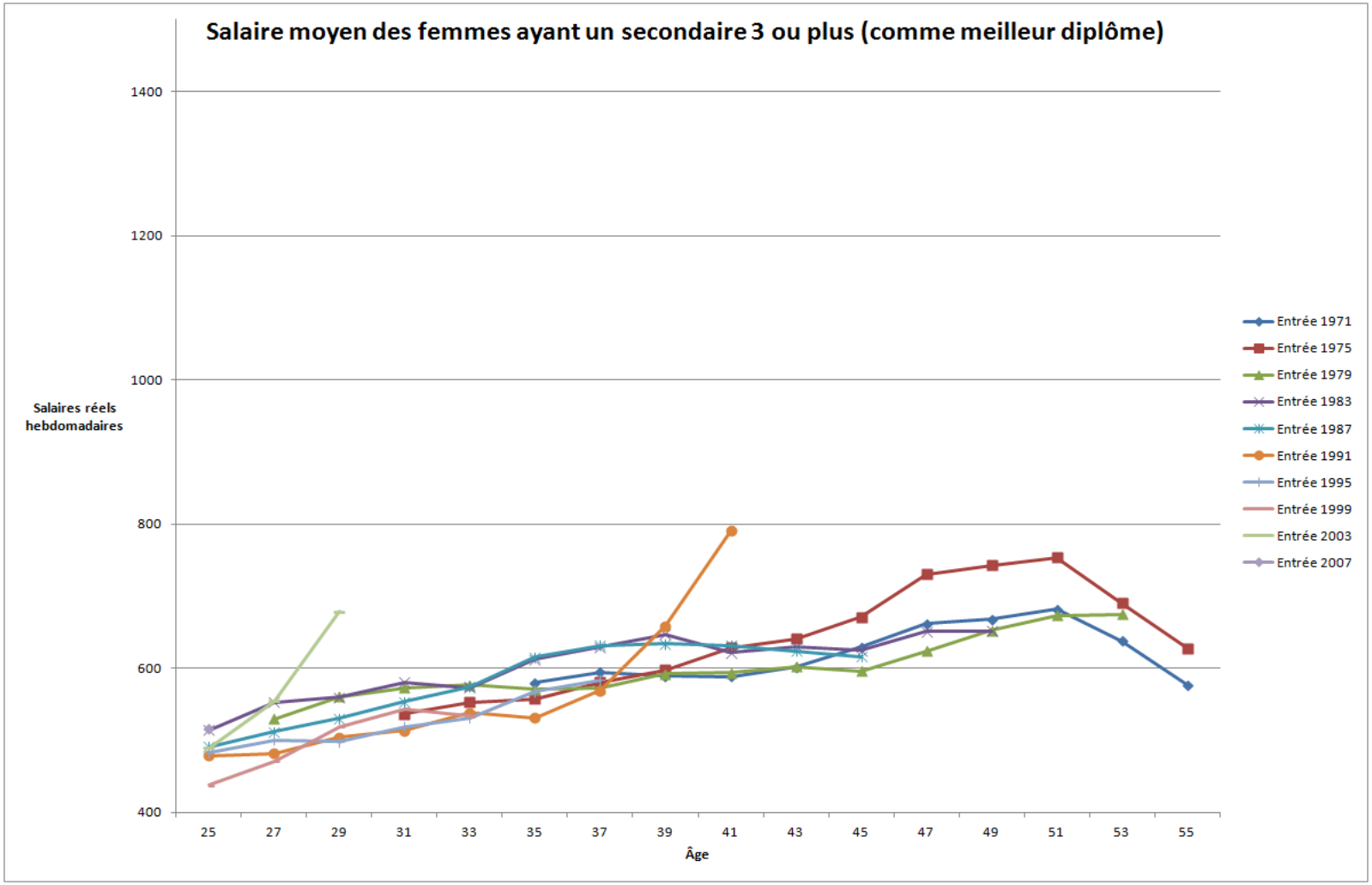

Salaire moyen des femmes ayant un secondaire 3 ou plus (comme meilleur diplôme)
Salaires réels hebdomadaires
1400
1200
1000
800
600
400
25
27
29
31
33
35
37
39
41
43
45
47
49
51
53
55
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 6

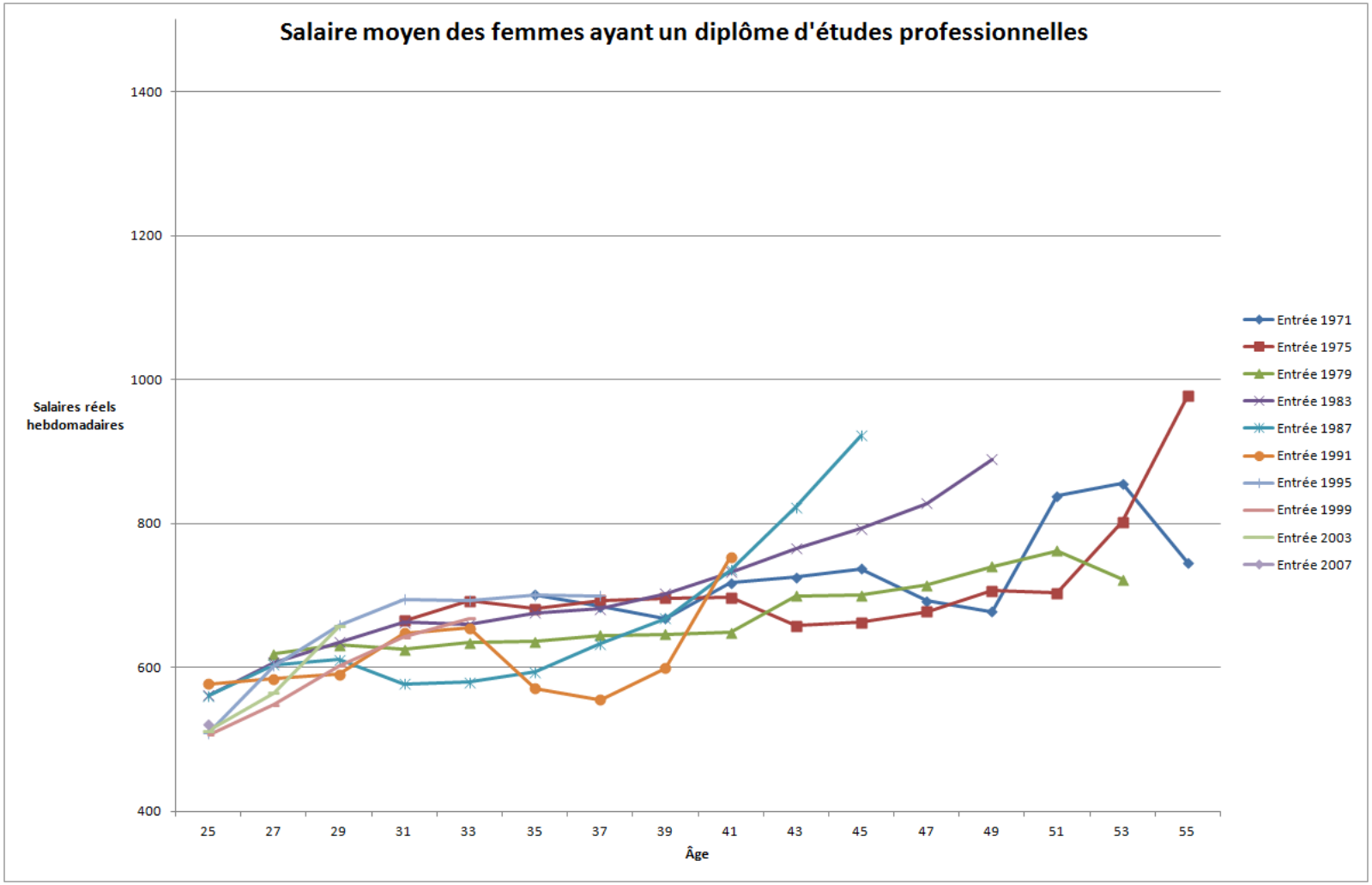

Salaire moyen des femmes ayant un diplôme d'études professionnelles
Salaires réels hebdomadaires
1400
1200
1000
800
600
400
25
27
29
31
33
35
37
39
41
43
45
47
49
51
53
55
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 7

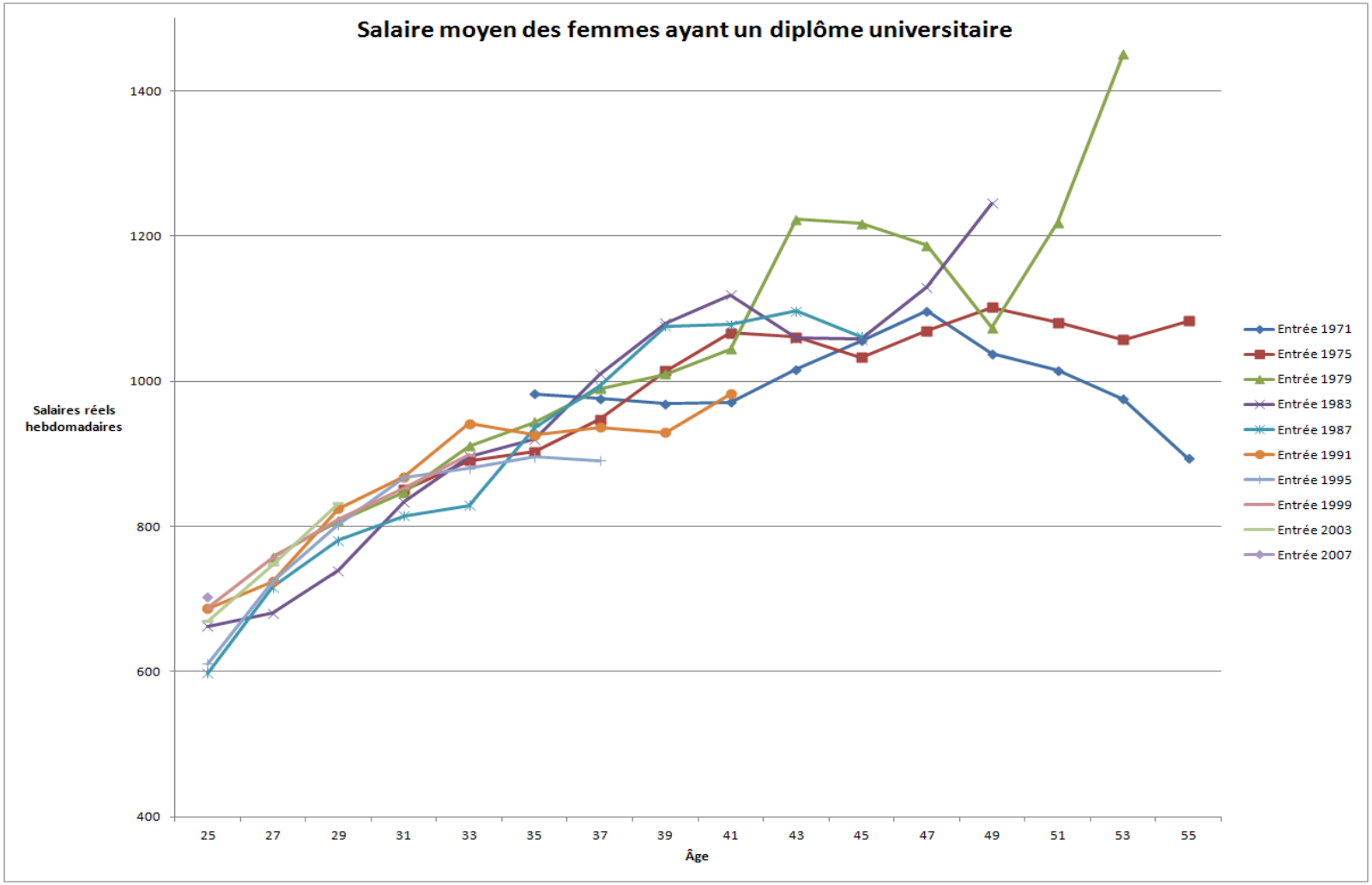

Salaire moyen des femmes ayant un diplôme universitaire
Salaires réels hebdomadaires
1400
1200
1000
800
600
400
25
27
29
31
33
35
37
39
41
43
45
47
49
51
53
55
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 8

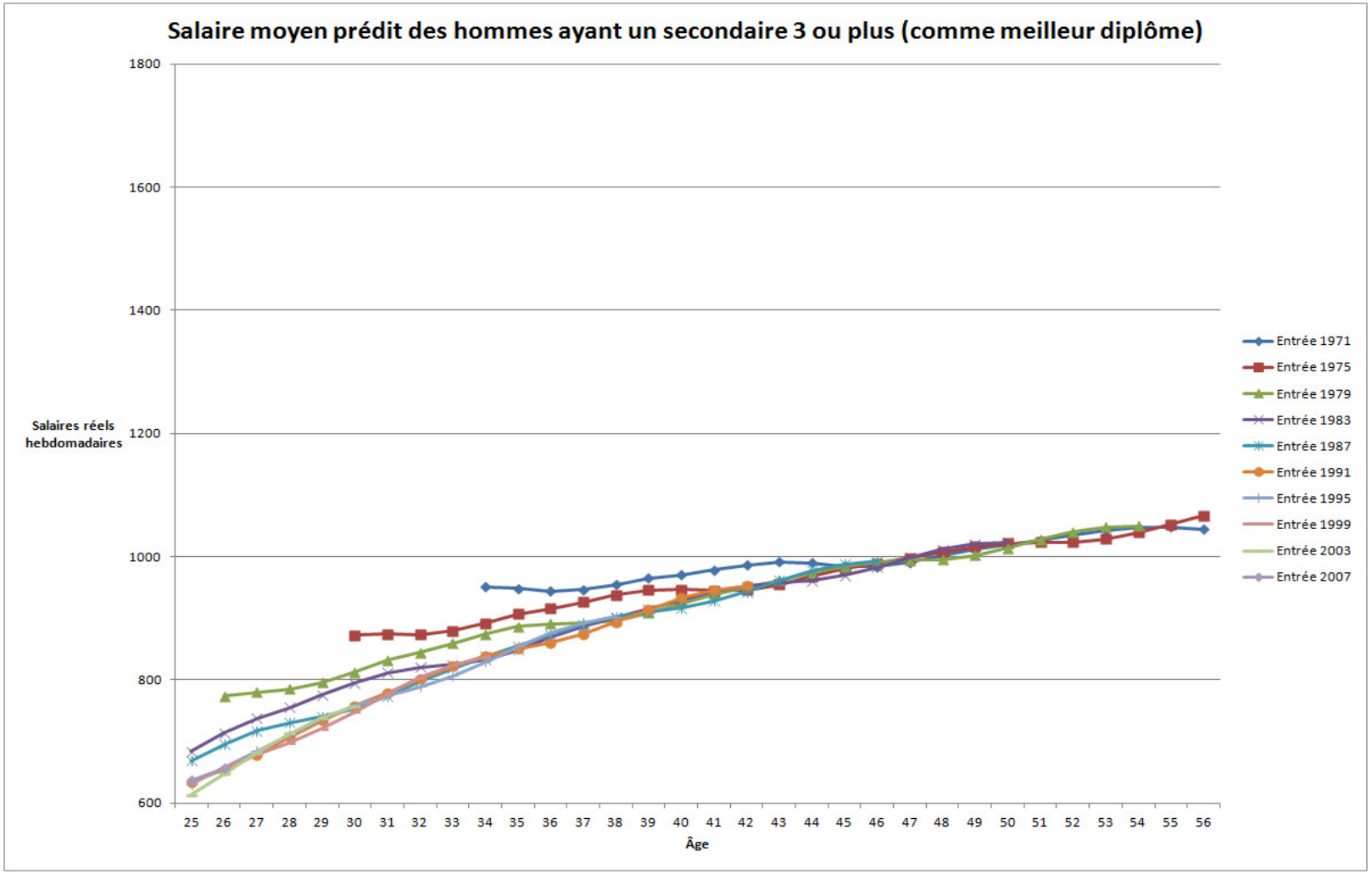

Salaire moyen prédit des hommes ayant un secondaire 3 ou plus (comme meilleur diplôme)
Salaires réels hebdomadaires
1800
1600
1400
1200
1000
800
600
25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55 56
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 9

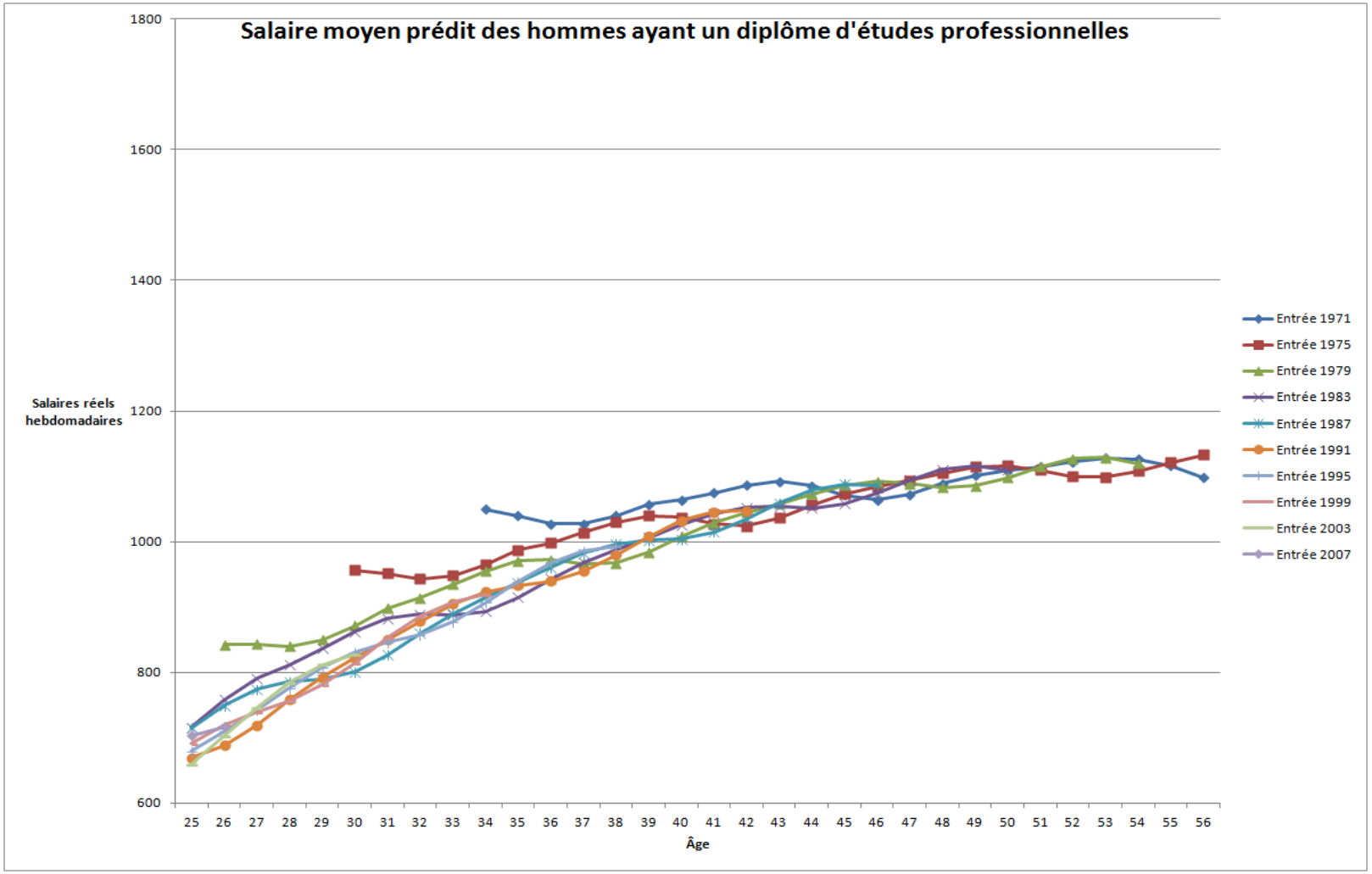

Salaire moyen prédit des hommes ayant un diplôme d'études professionnelles
Salaires réels hebdomadaires
1800
1600
1400
1200
1000
800
600
25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55 56
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 10

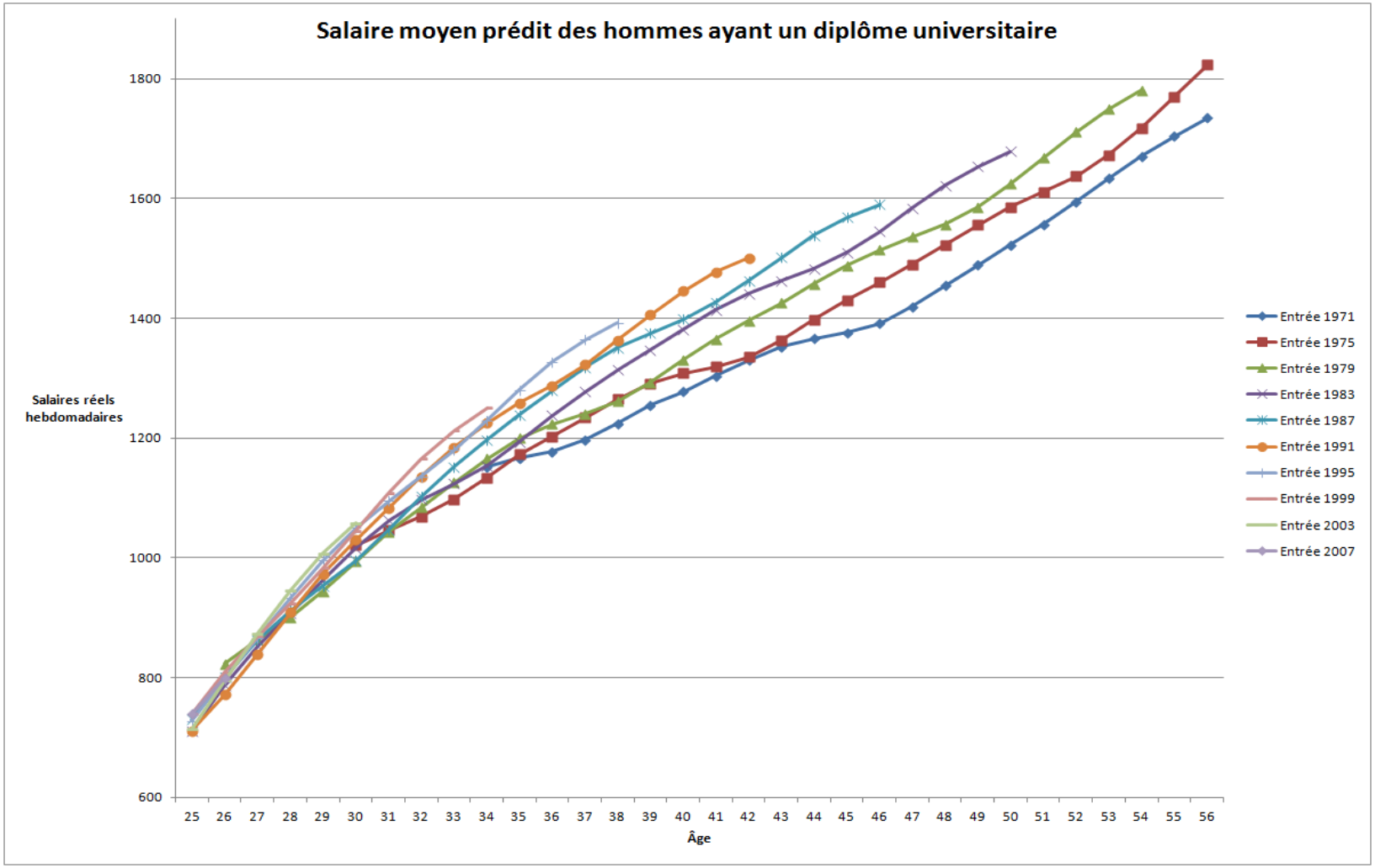

Salaire moyen prédit des hommes ayant un diplôme universitaire
Salaires réels hebdomadaires
1800
1600
1400
1200
1000
800
600
25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55 56
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 11

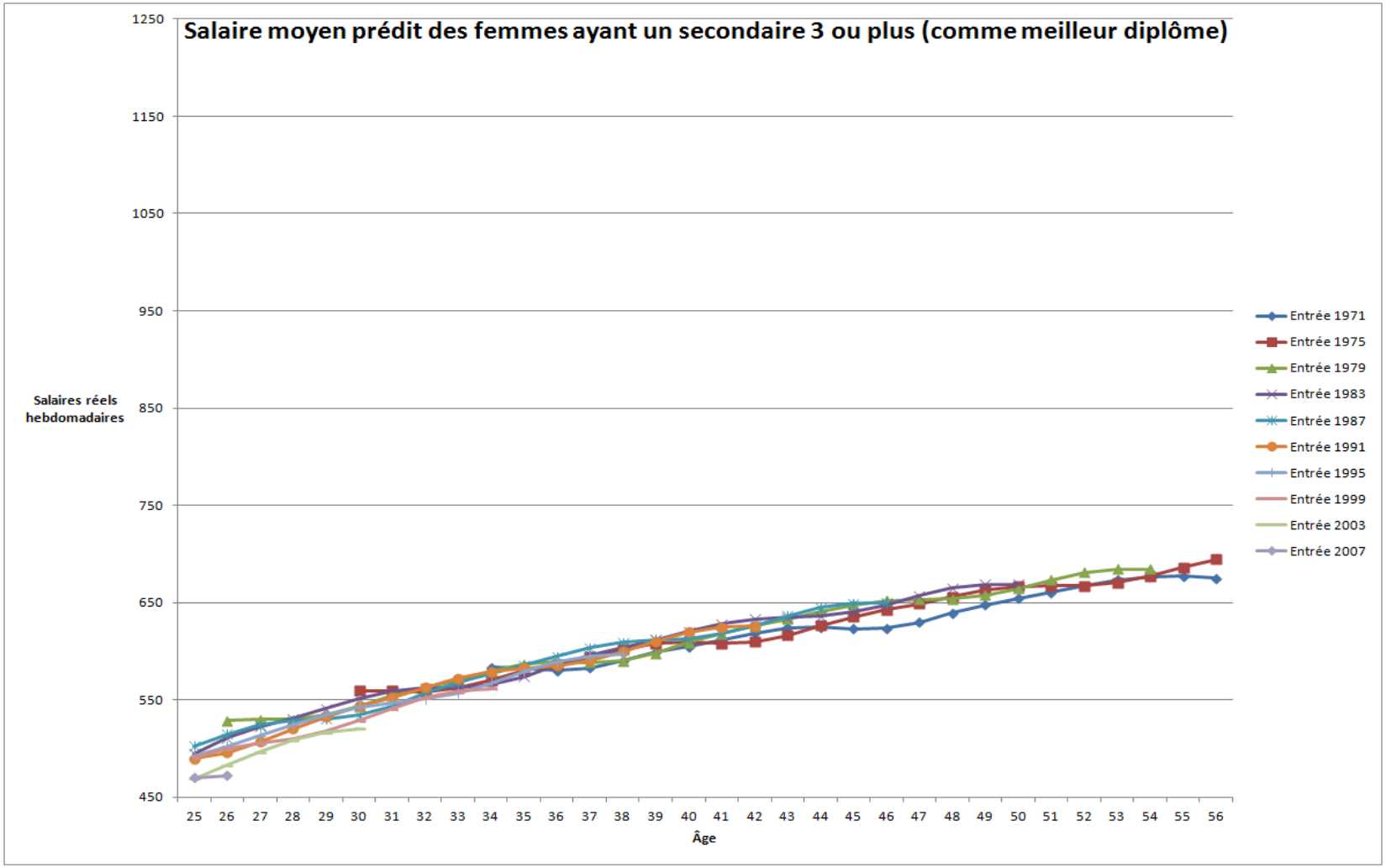

Salaire moyen prédit des femmes ayant un secondaire 3 ou plus (comme meilleur diplôme)
Salaires réels hebdomadaires
1250
1150
1050
950
850
750
650
550
450
25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55 56
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 12

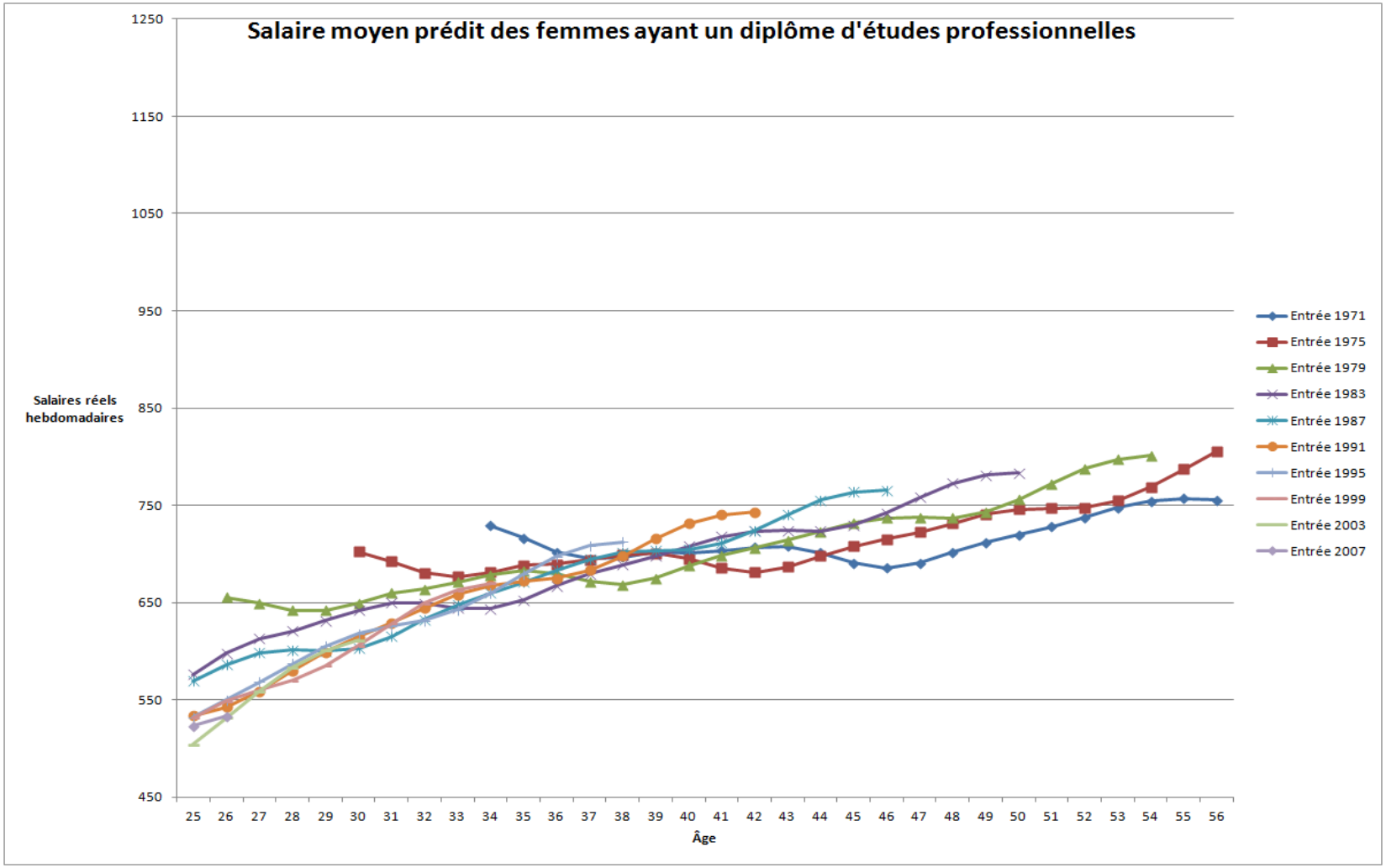
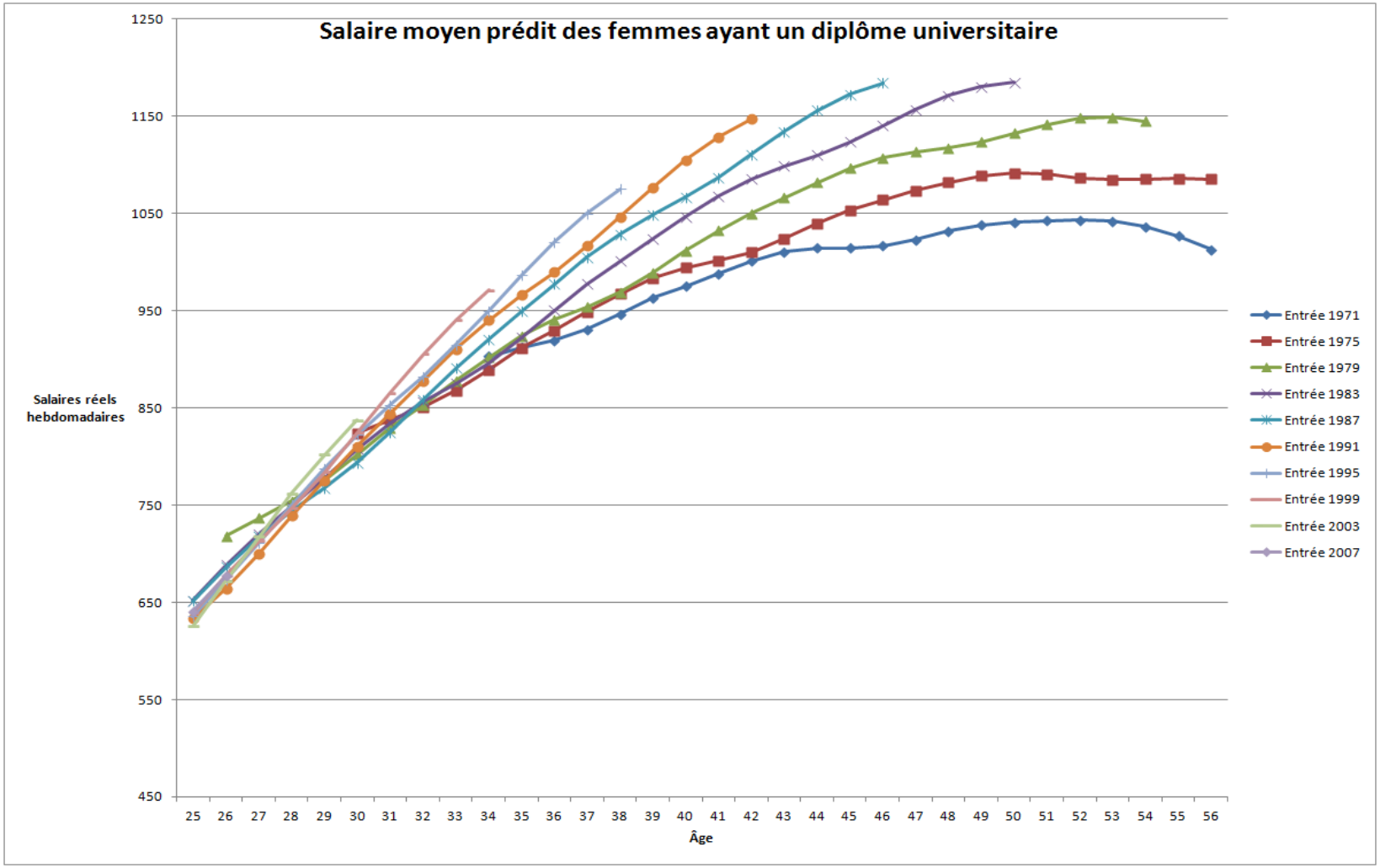

Salaire moyen prédit des femmes ayant un diplôme d'études professionnelles
Salaires réels hebdomadaires
1250
1150
1050
950
850
750
650
550
450
25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55 56
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Figure 13


Salaire moyen prédit des femmes ayant un diplôme universitaire
Salaires réels hebdomadaires
1250
1150
1050
950
850
750
650
550
450
25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55 56
Âge
Entrée 1971
Entrée 1975
Entrée 1979
Entrée 1983
Entrée 1987
Entrée 1991
Entrée 1995
Entrée 1999
Entrée 2003
Entrée 2007

Bibliographie

BEACH C.M. et Ross FINNIE. 2004. « A Longitudinal Analysis of Earnings Change in Canada», *Analytical Studies Research Paper Series*, Research Paper No. 227. Statistics Canada Catalogue No. 11F0019-MIE. Ottawa: Statistics Canada.

BEAUDRY, Paul et David A. GREEN. 1997. «Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends », National Bureau of Economic Reasearch, Working Paper 6132.

BEAUDRY, Paul et David A. GREEN. 2000. «Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends », *Canadian Journal of Economics*, 33(4): 907-936.

BURBIDGE J.B., L. MAGEE et A.L. ROBB. «Cohort, Year and Age Effects in Canadian Wage Data, » *Canadian International Labour Network Working Papers 13*, McMaster University.

CARD, David et Thomas LEMIEUX. 2001. «Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis», *Quaterly Journal of Economics* 113, 705-746.

GOSLING, A. , S. MACHIN et C. MEGHIR. 1995. «The Changing Distribution of Male Wages in the UK », *Institute for Fiscal Studies and Department of Economics*, University College London.

HECKMAN, J., et R. ROBB, 1985. «Using Longitudinal Data to Estimate Age, Period, and Cohort Effects in Earnings Equations, » dans W. Mason et S. Fienberg (eds), *Cohort Analysis in Social Research: Beyond the Identification Problem*, New York: Springer Verlag.

JUHN, C., K.M. MURPHY et B. PIERCE. 1993. «Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill », *Journal of Political Economy*, 101, pp. 410-442.

LEMIEUX, Thomas. 2008. « L'évolution des inégalités dans les pays industrialisés : le point sur la situation », *L'Actualité économique,* Revue d'analyse économique*, vol. 84 n*°3.

LEMIEUX, Thomas. 2003. « «The Mincer Equation » Thirty Years After Schooling, Experience, and Earnings » dans S. Grossbard (ed), *Jacob Mincer : A Pioner of Modern Labor Economics*, New York: Springer Science.

MORISSETTE, R. et C. BERUBE. 1996. «Longitudinal Aspects of Earnings Inequality in Canada», *Analytical Studies Research Paper Series*, Research Paper No. 94. Statistics Canada Catalogue No. 11F0019-MIE. Ottawa: Statistics Canada.