



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 200

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-88585-6

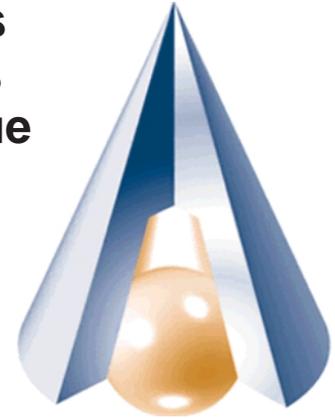
Document de recherche

Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique

par Andrew Heisz

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 l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique

par Andrew Heisz

**11F0019 N° 200
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-88585-6**

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

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

Ce document est disponible sur Internet : (www.statcan.ca)

septembre 2003

Marc Frenette, René Morissette, Daniel Parent, Garnett Picot, Linda Standish, Arthur Sweetman, les participants à l'atelier de la DATEM à Statistique Canada, les participants à la cinquième conférence annuelle du *Western Research Network on Education* tenue à l'Université de la Colombie-Britannique le 31 mars 2001 ainsi que les participants à la conférence sur les familles, les politiques et les marchés du travail du Forum de recherche sur la situation d'emploi tenue à l'Université McGill le 31 mai 2001, ont formulé des observations utiles.

Les opinions exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur et ne reflètent pas forcément celles de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

1. Introduction.....	1
2. Méthodes et contexte	3
3. Données.....	5
4. Résultats.....	14
4.1 Résultats pour les hommes et pour les femmes.....	14
4.2 Évolution des gains d'emploi relatifs selon le domaine d'études	22
4.3 Effets de cohorte selon le domaine d'études	28
5. Conclusions.....	32
Bibliographie.....	36

RÉSUMÉ

À l'aide d'un ensemble de données qui combine les dossiers fiscaux de 1982 à 1997 et les dossiers administratifs des diplômés au niveau du baccalauréat de Colombie Britannique des années de promotion comprises entre 1974 et 1996, nous examinons dans la présente étude les gains d'emploi annuels réels des diplômés de 20 principaux domaines d'études afin de cerner les variations significatives des diverses cohortes. Les diplômés de sexe masculin des cohortes plus récentes affichent des gains d'emploi moyens plus faibles après l'obtention du diplôme mais un meilleur rendement de l'expérience. Les diplômés de sexe féminin des cohortes récentes affichent des niveaux de gain d'emploi égaux après l'obtention du diplôme et un meilleur rendement de l'expérience. Les gains d'emploi moyens diffèrent selon le domaine d'études, les plus élevés étant ceux des diplômés des domaines de la formation des enseignants, du commerce, du génie, des sciences infirmières et des sciences médicales, mais les effets de cohorte sont statistiquement identiques dans le cas des diplômés de tous les domaines d'études. Ces résultats ne fournissent aucune preuve d'une variation importante des gains d'emploi conforme à une diminution du rendement des études universitaires ou une réorientation de la demande favorisant certains diplômés. Nous situons ces résultats dans le contexte d'une demande croissante de compétences spécialisées découlant du progrès technologique. Bien que l'offre de diplômés universitaires ait augmenté durant la période étudiée, nous ne constatons aucune variation importante de l'offre relative de diplômés des 20 principaux domaines d'études examinés. Par conséquent, la stabilité des gains relatifs des différentes cohortes appuie l'hypothèse selon laquelle la demande accrue de compétences touche surtout et de façon égale les diplômes de programmes scolaires en lettres, sciences humaines, sciences sociales, sciences et programmes appliqués.

Mots clés : Rendement de la scolarité, scolarité universitaire, gains d'emploi. JEL : I21, J31

1. Introduction

Il est généralement reconnu qu'un diplôme universitaire est l'un des importants facteurs qui contribuent au succès sur le marché du travail. Il y aurait deux explications de ce phénomène. Selon la première, le progrès technologique dans les domaines de l'information, de l'informatique et des communications a eu pour effet d'accroître la demande de travailleurs qualifiés relativement à la demande de travailleurs non qualifiés. Les jeunes Canadiens le reconnaissent et font des études universitaires pour acquérir les compétences nécessaires au succès à l'avenir. Selon l'autre explication, à l'issue d'une période prolongée où les conditions du marché étaient défavorables aux jeunes Canadiens, les employeurs ont relevé les exigences des emplois. Dans ces conditions, le diplôme universitaire aide toujours à obtenir un emploi, mais les compétences des diplômés peuvent être sous-utilisées et les études universitaires semblent être en quelque sorte un gaspillage de ressources¹.

Les gains relatifs des diplômés universitaires constituent les éléments clés de ce débat. Contrairement à la situation aux États-Unis, il n'y a pas eu au Canada d'augmentation importante des gains (afin d'alléger le texte, ce terme remplace l'expression gains d'emploi) des diplômés universitaires par rapport à ceux des diplômés du secondaire (voir Riddell et Sweetman (2001); Murphy, Riddell et Romer (1998); Bar-Or et al. (1993)), même si on constate des baisses absolues des gains des diplômés universitaires récents (Beaudry et Green, 2000). Murphy, Riddell et Romer (1998) examinent comment les gains salariaux associés au diplôme universitaire sont demeurés stables malgré l'accroissement de la demande de travailleurs qualifiés résultant du changement technique axé sur les compétences. Leurs données confirment l'opinion selon laquelle l'offre croissante de diplômés universitaires a compensé l'augmentation constante de la demande de diplômés universitaires, de sorte que les salaires relatifs sont demeurés stables.

On en sait moins sur un aspect connexe de la question, soit la variation des gains relatifs des diplômés universitaires de divers domaines d'études. Les gains ont-ils augmenté dans certains domaines et non dans d'autres ? La réponse à cette question est importante puisqu'elle nous éclaire sur une question stratégique, soit comment équilibrer le financement des programmes entre les matières scolaires, qui enseignent des compétences générales ou des études appliquées et, la formation technique et professionnelle, qui inculquent les compétences nécessaires pour des emplois particuliers. Peut-être les compétences professionnelles particulières sont-elles récompensées de plus en plus sur le marché du travail actuel, ce qui accroît les gains des diplômés de programmes appliqués comme le génie ou les sciences médicales relativement à aux programmes de connaissances générales. Il se peut aussi que des gains salariaux soient associés maintenant aux capacités de lecture et de calcul. Dans cette optique, les gains relatifs des diplômés en lettre, sciences sociales et sciences pourraient être à la hausse. En l'absence de données pertinentes sur les gains à long terme des diplômés universitaires précisant le domaine d'études dans lequel ils ont obtenu leur diplôme, l'examen de cette question au

¹ On trouvera dans Riddell et Sweetman (2001) une entrée en matière plus détaillée.

Canada n'a porté que sur les résultats à court terme (Allen, 1998; Finnie, 2001; Boothby, 2001).

Au moyen de données administratives, nous examinons les gains annuels des titulaires de baccalauréat des universités de la Colombie-Britannique qui ont obtenu leur diplôme entre 1974 et 1996, une période maximale de 23 ans après l'obtention du diplôme. Nous examinons 23 cohortes de diplômés de 20 domaines d'études afin de déterminer comment les gains et la croissance des gains diffèrent entre les domaines d'études et entre les cohortes. La période postérieure à l'obtention du diplôme sur laquelle porte cet ensemble de données, permet d'examiner les perspectives à long terme des diplômés universitaires. Dans la présente étude, nous examinons tout d'abord les profils des gains selon l'expérience pour déterminer s'il existe des preuves d'une hausse ou d'une baisse importante des gains ou de la croissance des gains des cohortes plus récentes. Nous obtenons ainsi certains éclaircissements sur la baisse éventuelle des gains des cohortes plus récentes de diplômés universitaires de la Colombie-Britannique relativement à ceux des diplômés dans le passé. Nous évaluons ensuite ces effets de cohorte selon le domaine d'études, en tâchant plus particulièrement de cerner les variations des gains entre les cohortes qui correspondent à un déplacement relatif de la demande vers des diplômes dans des domaines académiques ou appliqués.

L'étude révèle que les gains réels moyens des diplômés de sexe masculin des cohortes plus récentes sont inférieurs à ceux des cohortes antérieures dans les premières années suivant l'obtention du diplôme. Toutefois, le taux de croissance des gains est plus élevé dans le cas des diplômés plus récents, de sorte qu'ultérieurement leurs gains dépassent ceux des cohortes antérieures. Les diplômées de sexe féminin récentes se trouvent tout d'abord au même niveau de gains que les anciennes diplômées mais leurs gains augmentent à un rythme plus rapide à mesure qu'elles acquièrent de l'expérience².

L'étude révèle aussi des différences dans les gains moyens des diplômés de différents domaines d'études, les diplômés en formation des enseignants, commerce, génie, sciences infirmières et sciences médicales ayant les gains moyens les plus élevés, mais les effets de cohorte sont statistiquement identiques dans le cas des diplômés de tous les domaines d'études. Par conséquent, on ne constate aucun changement relatif important dans les gains favorisant les diplômes dans des domaines d'études académiques ou dans les domaines d'études appliquées. Lorsqu'on interprète ces résultats en termes de variation de l'offre et de la demande, il semble que le marché du travail absorbe les diplômés des domaines d'études appliquées et académiques d'une manière équilibrée et que toute

² Il faut situer ces résultats dans le contexte des ouvrages portant sur la variation des gains relatifs des travailleurs plus jeunes et plus âgés et plus particulièrement la diminution relative et absolue des gains des jeunes hommes. On a donné deux explications de ce phénomène : (1) il représente une hausse du rendement de l'expérience (p. ex., Juhn, Murphy et Pierce, 1993; Katz et Murphy, 1992; Bound et Johnston, 1992; Davis, 1992); et (2) il représente une baisse des gains des diverses cohortes d'âge telle que les gains des cohortes plus récentes sont plus faibles au départ et ne rattrapent pas ceux des autres cohortes au fil du temps (Beaudry et Green, 2000). Les résultats de l'étude appuient la première explication de l'augmentation des gains des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique, contrairement aux résultats obtenus au niveau national qui appuient la deuxième explication.

variation de la demande est compensée par une variation correspondante de l'offre. Dans l'ensemble, ces résultats ne donnent aucune preuve d'une baisse monotone des profils de gains des diplômés universitaires ou d'une baisse relative des gains des diplômés de domaines académiques par rapport à ceux des diplômés des domaines d'études appliquées.

La stabilité des gains relatifs selon le domaine d'études s'explique peut être par l'accroissement de la demande relative de diplômés possédant certaines compétences spécialisées qui a été compensée par une augmentation du nombre de ces types de diplômés ou, en l'absence de variations relatives de l'offre, par une augmentation égale de la demande de compétences associées à tous les types de diplômés. Nous constatons que l'offre absolue de diplômés universitaires a augmenté, tandis que l'offre relative de diplômés de différents domaines d'études est demeurée stable durant la période visée. Cette constatation vient appuyer la deuxième explication selon laquelle le changement technologique a fait augmenter la demande de compétences associées aux programmes d'études académiques et appliqués.

La section qui suit contient un examen des ouvrages publiés et une description du modèle économétrique utilisé pour décomposer les mouvements dans les gains entre les cohortes et au fil du temps. Les données sont examinées en détail à la section 3 et les résultats descriptifs et économétriques, à la section 4. Les conclusions figurent à la section 5.

2. Méthodes et contexte

La présente étude porte sur les gains annuels des étudiants universitaires après l'obtention du diplôme au moyen de la fonction gain du capital humain exposée dans Beaudry et Green (2000). Dans ce modèle, le logarithme des gains est lié à l'expérience éventuelle du diplômé et on permet à la forme de la courbe de varier d'une cohorte à l'autre. Dans ce qui suit, nous estimons l'équation :

$$\ln(y) = \beta_0 + \beta_1 C + \beta_2 C^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 T^3 + \beta_6 T^4 + \beta_7 CT + \beta_8 UR. \quad (1)$$

L'estimation de l'équation (1) donne le profil des gains selon l'expérience. La variation de la forme de ce profil au fil du temps nous donne des renseignements sur la variation du niveau de gain des diplômés ainsi que du taux de rendement de l'expérience sur le marché du travail. Dans l'équation (1), $\ln(y)$ est le logarithme des gains annuels réels, C est un vecteur de cohorte où $C=i$ pour la promotion de $1973+i$. C saisit la variation des gains d'une cohorte à l'autre attribuable à une modification du profil du gain en fonction de l'expérience, les valeurs négatives pour β_1 indiquant que le profil baisse au fil du temps. C^2 saisit la possibilité que les gains des cohortes chutent à un rythme croissant ou décroissant. T mesure le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme et reflète l'expérience pouvant avoir été accumulée après l'obtention du diplôme. T , T^2 , T^3 et T^4 représentent ensemble un profil quartique des gains selon l'expérience. Cette quartique permettait le meilleur ajustement dans tous les modèles, le quatrième terme étant habituellement significatif. CT est un terme d'interaction de la cohorte (C) et du temps

écoulé depuis l'obtention du diplôme (T). Des valeurs positives pour β_7 indiquent que le taux de croissance des gains augmente d'une cohorte à l'autre, tandis que des valeurs négatives indiquent qu'il baisse d'une cohorte à l'autre. UR est le taux de chômage quadratiquement corrigé en fonction des variations saisonnières pour les travailleurs de la Colombie-Britannique de 45 à 54 ans, et il est inclus pour saisir les effets cycliques sur les gains³. À noter que l'équation (1) n'est pas une estimation d'un modèle causal de gain. Il s'agit simplement d'un moyen utile permettant de décomposer des résultats descriptifs en éléments différents.

Beaudry et Green (2000) utilisent des données transversales tirées de cycles consécutifs de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) pour examiner les profils des gains selon l'âge de cohortes synthétiques et constatent que les profils des gains selon l'âge des hommes membres de cohortes successives de diplômés, baissent depuis le milieu des années 60. Ce qui laisse entendre que pour chaque âge, les diplômés récents gagnent moins que les anciens diplômés. Dans le cas des femmes, les profils des gains selon l'âge semblent pivoter. Les diplômées récentes débutent aussi à un niveau de gain inférieur par rapport à celui des anciennes diplômées, mais leurs gains augmentent plus rapidement avec l'âge. Ce qui laisse supposer dans leur cas un rattrapage rapide sur le plan des gains et, ultérieurement, des gains plus élevés par rapport aux cohortes antérieures. Dans les termes de l'équation (1), Beaudry et Green obtiennent des coefficients négatifs pour β_7 tant pour les hommes que pour les femmes, indiquant une baisse des gains au départ, et un coefficient positif pour β_7 pour les femmes mais non pour les hommes, indiquant une hausse du rendement de l'expérience dans le cas des femmes mais non dans celui des hommes.

Allen (1998), a étudié les données de recensement pour les années de références de 1970, 1980 et 1990 et de l'EFC pour 1995 sur les jeunes des deux sexes de 25 à 29 ans en Colombie-Britannique et constate de la même façon, une érosion de leurs gains réels indépendamment de leur niveau de scolarité entre 1980 et 1995. Ces baisses frappent les jeunes hommes et les jeunes femmes à tous les niveaux de scolarité. Ces études portent sur les profils des gains des cohortes de diplômés universitaires par rapport aux non diplômés mais non sur les profils relatifs des cohortes selon les différents domaines d'études⁴.

³ Le taux de chômage corrigé en fonction des variations saisonnières (UR_{di}), équivaut à $\beta_0 + \varepsilon_i$ obtenu à partir de la régression par les moindres carrés ordinaires $UR_i = \beta_0 + \beta_1 TIME_i + \beta_2 TIME_i^2 + \varepsilon_i$, où UR_i est le taux de chômage non désaisonnalisé pour les hommes et pour les femmes de 45 à 54 ans l'année i et les années indices de la période $TIME_i$. Les taux réels et corrigés de chômage en fonction des variations saisonnières sont les suivants :

	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
UR	8	9,1	10,5	10,3	9,1	8,6	8,1	7,1	5,4	6,6	7,4	7,4	6,3	5,6	6,4	5,8
UR _d	8,3	9,7	11,4	11,4	10,5	10,3	10,1	9,3	7,9	9,4	10,4	10,7	9,8	9,4	10,5	10,1

⁴ Ces études ainsi que d'autres portent sur l'évolution d'autres résultats (c'est-à-dire autres que les gains) des diplômés universitaires pour les diverses cohortes. Par exemple, Beaudry et Green (2001) examinent les résultats en matière d'emploi des diplômés universitaires et trouvent peu de preuves d'une baisse généralisée de l'emploi chez les hommes ou chez les femmes. Toutefois les hommes ayant un niveau de

Riddell et Sweetman (2001) examinent des cohortes synthétiques de diplômés universitaires à l'aide des données des recensements de 1971, 1981 et 1991. Ils se concentrent sur les tendances, au point de vue des salaires, des groupes de niveaux de scolarité plus élevés relativement aux diplômés du secondaire et constatent que ces tendances sont stables d'une cohorte à l'autre. Ils concluent dans l'ensemble à l'existence de données généralisées confirmant l'opinion selon laquelle la demande de travailleurs qualifiés augmente progressivement au Canada.

Finnie (2001) examine les différences sur le plan des gains par principal domaine d'études à l'aide des données tirées de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END) de 1982, de 1986 et de 1990 et de leurs enquêtes de suivi après deux et cinq ans. Cet ensemble d'enquêtes permet d'examiner les résultats après deux et cinq ans de trois cohortes de diplômés selon le domaine d'études, à l'aide de données longitudinales. Finnie examine les cas de titulaires de baccalauréat qui, après deux et cinq ans, n'ont pas obtenu un deuxième diplôme et ne sont pas inscrits à un autre programme. Il constate que, dans toutes les cohortes, les gains bruts des hommes, calculés deux et cinq ans après l'obtention du diplôme, baissent; tandis que ceux des femmes augmentent deux ans mais non cinq ans après l'obtention du diplôme. Finnie constate aussi une variation considérable entre les spécialisations ainsi qu'une variation des taux de croissance des gains selon le domaine d'études. Toutefois, il ne tire pas de conclusions quant à la façon dont ces effets de cohorte pourraient varier selon le domaine d'études. Boothby (2000) examine les mêmes données pour repérer les différences stables entre les gains des diplômés de différents domaines d'études⁵.

3. Données

L'ensemble de données utilisé aux fins de cette étude correspond à un vaste échantillon de titulaires de baccalauréat des universités de la Colombie-Britannique tiré de deux sources de données administratives. Les renseignements sur les diplômés de la C.-B. pour les années allant de 1974 à 1996 sont obtenus à partir du Système d'information statistique sur la clientèle universitaire (SISCU). Nous ajoutons ensuite les gains annuels, défini comme étant la somme des gains imposables tirés d'un emploi et d'un travail

scolarité plus faible, membres des cohortes récentes ont des résultats sensiblement inférieurs à ceux des cohortes antérieures.

⁵ En outre, de nombreux ouvrages publiés portent sur les gains relatifs des diplômés universitaires de différents domaines d'études et reposent sur des données transversales ou des cohortes uniques. Voir notamment Allen (1998), Côté et Sweetman (1998), Lin, Sweet, Anisef et Schuetze (2000) ainsi que Giles et Drewes (2001) au Canada, et Hecker (1995) ainsi que Black, Sanders et Taylor (2002) aux États-Unis. Heisz (2001) examine les gains relatifs tirés du marché du travail des diplômés universitaires pour différentes cohortes afin de trouver des preuves de la convergence des gains des diplômés des différents domaines d'études à mesure qu'ils acquièrent de l'expérience après l'obtention du diplôme. Heisz (2003) examine la distribution des gains annuels des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique, selon le domaine d'études, afin de déterminer les diplômés qui atteignent le sommet de la distribution des gains.

autonome, pour toutes les années après l'obtention du diplôme comprises dans la période allant de 1982 à 1997, à l'aide des données fiscales du Fichier des familles T1. Nous convertissons les gains en termes réels en utilisant comme déflateur Indice des prix à la consommation (IPC) (2002=100). Ces ensembles de données sont regroupés en utilisant le numéro d'assurance sociale (NAS) comme clé d'appariement. Le fichier de données en résultant est longitudinal et comprend les gains des diplômés pour chacune des années postérieures à l'obtention du diplôme pour lesquelles ils ont produit une déclaration des gains T1, de 1982 à 1997. Même si le SISCO est une banque de données nationale, la complétude des données obtenue au moyen de la clé d'appariement varie beaucoup d'une province à l'autre. Comme elles sont les plus complètes dans le cas des diplômés des universités de la C.-B., la présente étude porte surtout sur cette province. Le SISCO identifie les finissants d'un programme menant à un diplôme, à un baccalauréat et aux grades supérieurs, mais nous n'examinons ici que les cas des titulaires de baccalauréat.

Nous examinons les gains des hommes et des femmes séparément pour 20 domaines d'études. Sont exclus de cette analyse les diplômés détenant un grade professionnel en dentisterie, en médecine et en droit. Sont exclus également les diplômés en études religieuses et théologiques, les taux de déclaration du NAS étant faibles pour ces groupes.

Du fait que nous avons recours à des données administratives, nous pourrions en principe obtenir un recensement des diplômés de la Colombie-Britannique. Les tableaux 1 et 2 présentent des statistiques de base sur l'ampleur et l'exhaustivité des données. La première colonne du tableau 1 montre le nombre de titulaires de baccalauréat des universités de la C.-B. pour chaque année de promotion comprise entre 1974 et 1996 (à l'exclusion des domaines d'études énumérés ci-dessus). Le nombre annuel de diplômés a, en gros, doublé au cours de cette période, passant de 4 884 à 10 330. En raison de lacunes dans les données, le numéro d'assurance sociale ne paraît pas pour tous les diplômés. La deuxième colonne du tableau 1 montre la fraction des diplômés dont le NAS est indiquée. Ce taux va à son niveau le plus bas, de 87,8 % des diplômés en 1995 à plus de 94 % en les autres années. L'absence d'un NAS dans le SISCO peut s'expliquer par l'un des trois facteurs suivants : (1) l'étudiant n'avait pas de NAS (peut-être parce qu'il s'agissait d'un étudiant étranger); (2) l'étudiant avait un NAS mais soit ne l'a pas communiqué à l'établissement, soit l'établissement ne l'a pas demandé; (3) l'établissement a obtenu le NAS mais ne l'a pas déclaré aux fins du SISCO. On ne constate pas de tendance marquée en ce qui a trait à la déclaration du NAS, mis à part un léger fléchissement après 1990⁶. La troisième colonne du tableau 1 montre la fraction des diplômés qui ont été appariés avec succès au FFT1 au moins l'une des années comprises entre 1982 et 1997. Les taux d'appariement au FFT1 étaient exceptionnellement élevés à la condition que la clé d'appariement soit identifiée. Le taux d'appariement global allait de 85,1 % à 93,8 % de

⁶ Environ 16 % des dossiers des diplômés étaient manquants pour chaque année de promotion antérieure à 1989. Ces dossiers étaient ceux d'étudiants de quatrième année en l'année précédant celle d'obtention du diplôme qui n'ont pas repris leurs études universitaires en C. B. une année subséquente. Les résultats présentés dans le présent document sont robustes à l'exclusion de ces dossiers.

tous les diplômés. Nous supposons dans ce qui suit que l'information sur les gains est appariée au hasard d'un niveau de gain à un autre⁷.

Les faibles taux de déclaration du NAS empêchent d'examiner les activités d'éducation menées après l'obtention du grade de premier cycle. Cela soulève une question importante, à savoir que les gains de certains diplômés peuvent être le résultat d'autres études dans un programme différent de celui dans lequel ils ont obtenu un baccalauréat. Par exemple, il se peut qu'un diplômé en sciences obtienne par la suite un diplôme en droit. Ce diplômé touchera le salaire d'un avocat, mais il aura été considéré aux fins de la présente étude comme ayant une formation en sciences. Il s'agit là d'une lacune inhérente aux données qui tient à l'impossibilité d'établir un lien entre certains diplômés au niveau du baccalauréat qui font des études de deuxième cycle dans une autre province, par exemple. Ainsi, les résultats dont il est fait état dans le présent document doivent être considérés comme représentatifs des étudiants à une étape déterminée de leur accumulation de capital humain et non pas nécessairement du plus haut niveau de scolarité atteint par eux.

Dans l'analyse qui suit, nous limitons notre examen aux diplômés pour lesquels on dispose de données sur les gains, c'est-à-dire ceux qui ont pu faire l'objet d'un couplage avec les données du Fichier des familles T1. Pour que ces renseignements soient représentatifs de la population des diplômés de la C.-B., il importe que les caractéristiques des diplômés appariés ressemblent à celles des diplômés non appariés. Il faut à tout le moins démontrer qu'il n'existe pas de différences importantes entre les caractéristiques des diplômés inclus dans l'échantillon et celles des diplômés qui en sont exclus. Le tableau 2 montre le nombre moyen de diplômés par année de promotion et par domaine d'études. Comme relativement peu d'hommes obtiennent un diplôme en sciences infirmières ou en médecine de réadaptation, nous ne montrons pas séparément les résultats pour ces diplômés. La deuxième colonne montre la fraction des diplômés couplés au fichier T1. Même si cette fraction varie d'un domaine d'études à l'autre pour les hommes et pour les femmes, il ne semble pas y avoir dans quelque domaine d'études que ce soit une sous-représentation importante des hommes ou des femmes.

Dans le cas de l'échantillon final, nous avons sélectionné uniquement des diplômés qui avaient entre 21 et 25 ans l'année où ils ont obtenu leur diplôme. Les deux tiers des diplômés visés par le couplage entrent dans cette fourchette d'âge. Nous procédons ainsi pour tenir compte de la position des diplômés durant leur cycle de vie. Tous les diplômés visés par la présente analyse ont à peu près le même âge et la même expérience de travail. En outre, nous éliminons les années postérieures à l'obtention du diplôme pendant lesquelles les gains étaient nuls ou négatifs⁸.

⁷ L'absence de covariables dans cet ensemble de données pouvant être utilisées pour estimer la probabilité de sélection, qui n'influence pas non plus le résultat en question, empêche l'adoption de l'approche de rechange consistant à modéliser le processus de sélection à l'aide d'un modèle de sélection de l'échantillon.

⁸ Au total, nous avons éliminé 5,5 % des diplômés parce que nous ne pouvions pas les classer dans un domaine d'études, parce qu'ils possédaient plusieurs diplômes dans différents domaines ou parce qu'ils

Tableau 1 : Titulaires de baccalauréat de la Colombie-Britannique et taux de couplage

Année d'obtention du diplôme	Diplômés	Taux d'identification du NAS	Fraction des diplômés couplés
1974	4884	0,887	0,851
1975	4828	0,935	0,899
1976	4933	0,939	0,902
1977	5066	0,946	0,910
1978	5479	0,933	0,905
1979	5357	0,944	0,916
1980	5554	0,933	0,909
1981	5355	0,924	0,901
1982	5621	0,936	0,915
1983	5833	0,936	0,923
1984	6149	0,940	0,924
1985	6476	0,934	0,922
1986	6949	0,921	0,907
1987	7105	0,946	0,938
1988	7207	0,885	0,879
1989	7337	0,918	0,912
1990	8195	0,917	0,913
1991	8251	0,897	0,893
1992	9759	0,890	0,886
1993	10071	0,885	0,880
1994	10451	0,879	0,874
1995	10582	0,878	0,869
1996	10330	0,881	0,874

La dernière colonne montre la valeur actuelle nette des gains moyens des diplômés de la cohorte de 1981⁹. Les gains annuels sont actualisés au taux annuel de 3 %. Comme dans le cas d'autres examens des gains relatifs selon le domaine d'études, ces données révèlent d'importants gains salariaux associés à un diplôme dans les domaines du génie, des sciences médicales et du commerce appliqués et une plus faible rémunération associée à certains diplômes dans les domaines des arts et des sciences humaines. La présente étude vise à déterminer si ces gains salariaux ont évolué au cours de la période d'étude du panel.

étaient titulaires d'un grade professionnel. L'échantillon final sur lequel porte notre analyse comprend 88 234 diplômés.

⁹ Pour produire ces valeurs, nous avons estimé le modèle C tiré du tableau 6 qui restreint les effets de cohorte de manière à ce qu'ils soient égaux d'un domaine d'études à l'autre et nous avons pris la valeur actuelle nette des gains prévus comme étant actualisée au taux de 3 %. Les actualisations au taux de 0 % et au taux de 10 % ont donné des résultats qualitativement similaires. Les erreurs-types ont été produites par la méthode bootstrap fondée sur 1000 répétitions.

Tableau 2 : Diplômés et taux de couplage selon le domaine d'études

	Nombre moyen de diplômés par an	Fraction des diplômés couplés	VPA relative des gains annuels ^a
Hommes			
Formation des enseignants	267	0,917	0,021 (0,013)
Éducation physique	68	0,799	-0,04* (0,012)
Kinésiologie et loisirs	53	0,950	-0,107* (0,018)
Musique, beaux-arts et arts appliqués	103	0,888	-0,428* (0,011)
Anglais	128	0,952	-0,301* (0,012)
Histoire	140	0,924	-0,196* (0,012)
Autres sciences humaines	107	0,800	-0,299* (0,015)
Commerce	461	0,862	0,147* (0,015)
Économie	171	0,874	
Géographie	145	0,970	-0,157* (0,012)
Sciences politiques	140	0,923	-0,14* (0,014)
Psychologie	157	0,913	-0,185* (0,012)
Autres sciences sociales	164	0,946	-0,18* (0,012)
Biologie	195	0,949	-0,164* (0,011)
Autres sciences biologiques	131	0,947	-0,128* (0,012)
Génie et sciences appliquées	419	0,954	0,216* (0,015)
Sciences médicales	59	0,968	0,104* (0,016)
Sciences infirmières	**		
Médecine de réadaptation	**		
Sciences physiques	340	0,876	-0,055* (0,012)
Tous les domaines	3262	0,910	
Femmes			
Formation des enseignants	706	0,903	-0,09~ (0,037)
Éducation physique	64	0,823	-0,121* (0,037)
Kinésiologie et loisirs	61	0,915	-0,142~ (0,069)
Musique, beaux-arts et arts appliqués	185	0,880	-0,429* (0,024)
Anglais	247	0,966	-0,212* (0,033)
Histoire	107	0,931	-0,114* (0,039)
Autres sciences humaines	228	0,872	-0,183* (0,034)
Commerce	264	0,824	0,076 (0,047)
Économie	79	0,761	
Géographie	85	0,962	-0,248* (0,034)
Sciences politiques	100	0,937	0,036 (0,052)
Psychologie	328	0,933	-0,174* (0,033)
Autres sciences sociales	344	0,947	-0,192* (0,033)
Biologie	168	0,964	-0,166* (0,035)
Autres sciences biologiques	159	0,955	-0,161* (0,034)
Génie et sciences appliquées	57	0,945	0,15* (0,058)
Sciences médicales	59	0,966	0,274* (0,053)
Sciences infirmières	201	0,964	0,014 (0,043)
Médecine de réadaptation	51	0,937	-0,044 (0,041)
Sciences physiques	94	0,887	0,028 (0,044)
Tous les domaines	3588	0,911	

** moins de 25, * significatif au niveau de 1 %, ~ significatif au niveau de 5 %. Les erreurs-types figurent entre parenthèses. ^a Comparativement à la valeur du diplôme en économie, actualisée au taux de 3 %.

Murphy, Riddell et Romer (1998) expliquent la stabilité des gains salariaux associés au diplôme universitaire par une demande accrue de diplômés universitaires compensée par une offre accrue. En ce qui a trait aux gains salariaux associés aux différents domaines d'études, la demande accrue a peut être touché certains domaines plus que d'autres et les effets de cohorte n'étaient peut être pas homogènes. Bien entendu, l'offre plus importante de diplômés dans des domaines très en demande pourrait compenser la demande accrue, les gains relatifs des différentes cohortes restant alors très stables. Le tableau 3 montre l'offre de diplômés universitaires en Colombie Britannique et les variations de la part de diplômés de différents domaines entre les cohortes.

Dans la partie supérieure du tableau, des données tirées de l'Enquête sur la population active (EPA) au Canada de 1976 à 2000 montrent la disponibilité de diplômés universitaires en C. B. et dans le reste du Canada. Comme l'EPA est la source des données, il faut faire preuve de prudence en comparant les résultats de 1990 et postérieurs à cette année à ceux d'années précédentes, étant donné l'importante modification de la classification du niveau de scolarité apportée à l'EPA en janvier 1990. Toutefois, les données reflètent l'augmentation bien connue de la fraction de la population ayant un diplôme universitaire (partie supérieure du tableau). Par exemple, en C. B., la proportion d'hommes titulaires d'un diplôme universitaire est passée de 10,3 % en 1976 à 13,4 % en 1985, puis de 13,1 % en 1990 à 17,0 % en 2000. Ce taux de croissance semble être plus élevé chez les femmes, passant de 6,6 % à 10 % de 1976 à 1985 et de 10 % à 16,5 % durant les années 90. La fraction de la population titulaire d'un diplôme universitaire a été généralement plus élevée en C. B. que dans l'ensemble du Canada, mais l'écart s'est rétréci lentement durant la période étudiée.

Tableau 3: Fraction de la population titulaire d'un diplôme universitaire et proportion inscrite à l'université¹

Âge	Hommes				Femmes				Hommes et femmes			
	C.-B.		Canada		C.-B.		Canada		C.-B.		Canada	
	20-24	Tous	20-24	Tous	20-24	Tous	20-24	Tous	20-24	Tous	20-24	Tous
Pourcentage titulaire d'un diplôme universitaire												
Année												
1976	0,071	0,103	0,067	0,098	0,051	0,066	0,064	0,055	0,061	0,085	0,065	0,076
1980	0,051	0,125	0,059	0,108	0,053	0,080	0,065	0,067	0,052	0,103	0,062	0,088
1985	0,050	0,134	0,059	0,125	0,053	0,100	0,068	0,091	0,051	0,117	0,063	0,108
1990	0,046	0,133	0,062	0,131	0,034	0,100	0,072	0,104	0,040	0,117	0,067	0,118
1995	0,061	0,153	0,067	0,153	0,096	0,136	0,108	0,136	0,078	0,144	0,087	0,144
2000	0,065	0,175	0,063	0,170	0,109	0,165	0,106	0,166	0,087	0,170	0,084	0,168
Pourcentage inscrit à l'université à temps plein ou à temps partiel												
Année												
1976	0,109	0,031	0,130	0,039	0,077	0,028	0,092	0,031	0,093	0,029	0,111	0,035
1980	0,083	0,027	0,105	0,033	0,073	0,025	0,088	0,030	0,078	0,026	0,096	0,032
1985	0,099	0,029	0,128	0,037	0,082	0,027	0,122	0,039	0,090	0,028	0,125	0,038
1990	0,147	0,030	0,164	0,038	0,094	0,030	0,167	0,045	0,121	0,030	0,165	0,041
1995	0,143	0,029	0,197	0,039	0,152	0,035	0,214	0,046	0,147	0,032	0,206	0,042
2000	0,142	0,031	0,187	0,036	0,202	0,041	0,245	0,046	0,172	0,036	0,215	0,041

1 : Enquête sur la population active

Tableau 4 : Part de diplômés selon le domaine d'études

Années	Hommes				Femmes				Hommes et femmes			
	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995
Formation des enseignants	0,095	0,060	0,055	0,099	0,266	0,193	0,166	0,177	0,176	0,128	0,113	0,144
Éducation physique	0,037	0,021	0,020	0,012	0,036	0,022	0,017	0,008	0,036	0,022	0,019	0,010
Kinésiologie et loisirs	0,006	0,010	0,013	0,028	0,006	0,015	0,016	0,023	0,006	0,013	0,015	0,025
Musique, beaux-arts et arts appliqués	0,034	0,032	0,030	0,030	0,053	0,056	0,053	0,049	0,043	0,044	0,042	0,040
Anglais	0,041	0,034	0,036	0,043	0,070	0,065	0,069	0,072	0,055	0,050	0,053	0,060
Histoire	0,048	0,036	0,040	0,048	0,028	0,024	0,027	0,034	0,038	0,029	0,033	0,040
Autres sciences humaines	0,026	0,033	0,032	0,036	0,056	0,065	0,064	0,067	0,041	0,049	0,049	0,054
Commerce	0,138	0,178	0,144	0,131	0,036	0,085	0,088	0,080	0,090	0,131	0,115	0,102
Économie	0,041	0,047	0,069	0,055	0,014	0,017	0,032	0,023	0,028	0,032	0,050	0,037
Géographie	0,046	0,045	0,037	0,050	0,023	0,023	0,018	0,028	0,035	0,034	0,027	0,037
Sciences politiques	0,031	0,039	0,050	0,050	0,015	0,024	0,034	0,034	0,024	0,031	0,041	0,041
Psychologie	0,048	0,043	0,052	0,048	0,075	0,085	0,096	0,101	0,060	0,064	0,075	0,078
Autres sciences sociales	0,043	0,048	0,063	0,051	0,084	0,095	0,104	0,098	0,062	0,072	0,085	0,078
Biologie	0,068	0,050	0,058	0,060	0,044	0,038	0,044	0,052	0,056	0,044	0,050	0,056
Autres sciences biologiques	0,068	0,038	0,037	0,026	0,078	0,044	0,038	0,032	0,073	0,041	0,037	0,029
Génie et sciences appliquées	0,120	0,158	0,131	0,118	0,009	0,020	0,018	0,016	0,067	0,088	0,072	0,060
Sciences médicales	0,020	0,017	0,017	0,017	0,017	0,017	0,018	0,014	0,019	0,017	0,017	0,015
Sciences infirmières	*	*	*	*	0,052	0,061	0,059	0,055	0,025	0,031	0,031	0,031
Médecine de réadaptation	*	*	*	*	0,017	0,020	0,011	0,013	0,008	0,010	0,006	0,007
Sciences physiques	0,090	0,112	0,116	0,097	0,020	0,031	0,028	0,024	0,057	0,070	0,070	0,056
Nombre moyen de diplômés par an	2734	2810	3411	4180	2467	2937	3740	5434	5201	5747	7152	9615

* nombre disponible insuffisant aux fins d'analyse

Un deuxième indicateur de l'offre de diplômés universitaires, le taux d'inscription, est exprimé au tableau 3 en proportion des personnes de 20 à 24 ans inscrites à l'université à temps plein ou à temps partiel durant l'année scolaire (c'est à dire à l'exception de la période comprise entre mai et août). La fraction d'hommes de 20 à 24 ans inscrits à l'université est demeurée stable durant la période étudiée, s'établissant à 10,9 % en 1976, 9,9 % en 1985, 14,7 % en 1990 (année où la nouvelle question a été posée) et 14,2 % en 2000. Par contre, les taux d'inscription à l'université des femmes de 20 à 24 ans en C. B. ont augmenté, particulièrement durant les années 90 où ils sont passés de 9,4 % à 20,2 %, de sorte qu'à la fin de la décennie les taux d'inscription à l'université des femmes étaient supérieurs à ceux de leurs homologues de sexe masculin. Comparativement à l'ensemble du Canada, les taux d'inscription des hommes et des femmes en C. B. étaient plus faibles, mais ils ont augmenté à un rythme égal.

Le tableau 4 montre la part des diplômés selon le domaine d'études, permettant de cerner toute variation importante de la composition des diplômés universitaires. On établit la moyenne des parts des diplômés de chaque domaine d'études sur des périodes de cinq ans. Une comparaison de la première moitié des années 90 et de la deuxième moitié des années 70 ne révèle aucune variation importante de la composition des diplômés de sexe masculin des divers domaines d'études. Parmi les domaines les plus importants, celui du commerce a produit 13,8 % des diplômés vers la fin des années 70, augmentant sa part durant les années 80, puis revenant à une part de 13,1 % des diplômés au début des années 90. Les parts des diplômés des domaines du génie et des sciences appliquées ainsi que des sciences physiques ont augmenté de façon analogue durant les années 80, mais elles étaient revenues à leurs niveaux précédents en 1991-1995. Nous constatons d'autres petits changements, la part des diplômés en économie augmentant de 1,4 % durant la période étudiée, celle des diplômés en éducation physique diminuant de 2,5 % et celle des diplômés en kinésiologie et loisirs augmentant de 2,2 %.

Dans le cas des femmes, nous observons des variations plus importantes, la part du total représentée par les diplômées en formation des enseignants diminuant de 8,9 points de pourcentage et celle représentée par les diplômées en commerce augmentant de 4,4 %. La part des diplômés d'autres domaines d'études comme les sciences politiques, la psychologie et l'économie ont augmenté d'environ 1 à 3 points de pourcentage. Les données combinées sur les hommes et les femmes révèlent, à nouveau, un déplacement vers le génie, les sciences appliquées et le commerce durant les années 80 et un repli durant les années 90. Dans l'ensemble, lorsque nous comparons la période de 1976 à 1980 et celle de 1991 à 1995, nous ne constatons que des variations mineures des parts des différents domaines d'études.

Dans l'ensemble, les données sur le stock des diplômés universitaires et les taux d'inscription laissent supposer que l'offre de diplômés universitaires a augmenté durant les décennies récentes et plus particulièrement durant les années 90. Toutefois, cette augmentation de l'offre a eu lieu d'une manière équilibrée, de sorte qu'il n'y a pas eu d'importante variation de la composition des diplômés universitaires échelonnée sur toute la période étudiée. Étant donné une variation absolue, mais l'absence de variations relatives de l'offre de diplômés de différents programmes, nous tâchons de déterminer dans le reste de l'étude s'il existe des preuves de variations des gains entre les domaines d'études pouvant indiquer des variations de la demande absolue de diplômés universitaires et (ou) de la demande relative de diplômés de certains domaines donnés.

4. Résultats

4.1 Résultats pour les hommes et pour les femmes

Le tableau 5 montre les gains moyens des diplômés selon le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme. On fait la moyenne des résultats pour les différentes années de promotion à intervalles de trois ans afin de lisser les données. Le tableau révèle une baisse des gains des hommes deux ans après l'obtention du diplôme entre les cohortes de diplômés de 1979 à 1981 et celles de 1990 à 1992, ces gains passant de 30 099 \$ à 26 825 \$, soit une baisse de 10,9 %. Toutefois, on n'observe cette baisse que dans les premières années du profil des gains selon l'expérience. Sept ans après l'obtention du diplôme, les diplômés de sexe masculin des promotions de 1990 à 1992 gagnaient 9 499 \$ de plus que ceux des promotions de 1979 à 1981. Les gains à long terme des diplômés plus récents semblent être également assez élevés. Une comparaison des diplômés des promotions de 1974 à 1976 et de ceux des promotions de 1984 à 1986 révèle que sept ans après l'obtention du diplôme, les gains de la deuxième cohorte était inférieur de 1 828 \$ à celui de la première cohorte mais que 10 ans après l'obtention du diplôme, il était de 5 780 \$ supérieur à ce dernier.

Tableau 5 : Gains moyens selon l'expérience (en dollars de 2002)

Années écoulées depuis l'obtention du diplôme	Année d'obtention du diplôme			
	1974 à 1976	1979 à 1981	1984 à 1986	1990 à 1992
Hommes				
2		30 099	26 856	26 825
3		33 453	31 489	31 322
4		36 314	36 263	35 694
5		39 886	40 331	41 698
7	50 113	47 441	48 285	56 940
10	56 182	59 324	61 962	
15	71 718	75 539		
Femmes				
2		26 732	23 963	24 721
3		28 010	26 820	27 879
4		28 579	29 345	29 795
5		29 097	31 252	33 234
7	30 484	30 867	34 138	40 861
10	29 789	33 850	36 446	
15	36 854	38 656		

Les résultats pour les femmes, indiqués à la partie inférieure du tableau 5, sont similaires. Une comparaison des diplômées de la cohorte de 1979 à 1981 et de celles de la cohorte de 1990 à 1992 révèle que les femmes dans la deuxième cohorte gagnaient 7,5 % de moins au départ, mais quatre ans après l'obtention du diplôme, elles gagnaient 4,3 % de plus que celles de la première cohorte. Une comparaison des gains à long terme révèle que les femmes des cohortes récentes gagnaient plus que celles des cohortes antérieures.

Le tableau 6 montre les variations de l'équation (1) obtenues à partir de la régression par les moindres carrés ordinaires pour les hommes et les femmes séparément¹⁰. Les gains annuels sont mesurés sous forme logarithmique de façon à ce qu'on puisse interpréter les coefficients comme étant un écart en pourcentage par rapport au groupe de référence pour les variables binaires indépendantes et une variation annuelle en pourcentage pour les variables de tendances linéaires.

Les colonnes 1 à 3 montrent les résultats pour les hommes. Les coefficients et les erreurs-types sont multipliés par 100. La colonne 1 montre un modèle qui inclut seulement les effets de cohorte linéaires. Le coefficient du terme de cohorte (C) dans cette régression n'est pas significatif, ce qui montre qu'il n'y a pas d'importantes variations linéaires des gains des diverses cohortes pour l'ensemble de la période. La colonne 2 ajoute le terme d'interaction de la cohorte et de l'expérience (CT). Maintenant le terme de la cohorte est négatif et significatif tandis que le terme d'interaction de la cohorte et de l'expérience est positif et significatif, ce qui montre que, pour les hommes, la forme de la courbe des gains selon l'expérience change d'une cohorte à l'autre plutôt que de se déplacer vers le haut ou vers le bas. La colonne 3 renferme les résultats du modèle complet. Un terme négatif pour C montre que les coordonnées à l'origine des cohortes diminuent, tandis qu'un terme positif pour C² signifie qu'elles diminuent à un rythme décroissant. Le terme d'interaction CT est aussi positif, ce qui indique que le taux de rendement selon l'expérience dans le cas des hommes augmente tandis que la coordonnée à l'origine du profil des gains selon l'expérience diminue au fil du temps. Cela laisse entendre que les changements sur le plan de la courbe des gains selon l'expérience entre les cohortes seraient un changement de forme plutôt qu'une baisse. Le fait que les coordonnées à l'origine baissent à un rythme décroissant laisse supposer que des diminutions plus importantes se sont produites à la fin des années 70 et au début des années 80.

Quelle est l'importance des changements que sous-entendent ces coefficients? La figure 1 montre les résultats prévus pour certaines cohortes d'hommes. Les cohortes récentes ont débuté à des niveaux de gain inférieurs à ceux des cohortes antérieures, mais leurs gains ont rattrapé et surpassé ceux des cohortes antérieures entre 5 et 10 ans après l'obtention du diplôme. Selon les résultats de la régression, les hommes qui ont obtenu leur diplôme en 1990 gagnaient 6,3 % de moins deux ans après l'obtention du diplôme que leurs homologues en 1980. Toutefois, l'écart s'est rétréci, s'établissant à 2,7 % quatre ans après l'obtention du diplôme et un an plus tard, il avait pratiquement disparu. En 1995, la baisse des gains après deux ans s'établit à 4,5 %, indiquant au cours des dernières années une tendance à la hausse des gains après deux ans d'expérience.

¹⁰ Nous avons estimé des erreurs types robustes par la méthode Huber/White/Sandwich, procédant à la mise en grappes des diplômés pour tenir compte du fait que les observations répétées portant sur un diplômé donné ne sont pas indépendantes les unes des autres. À cette fin, nous avons utilisé STATA et estimé les moindres carrés ordinaires en choisissant l'option de mise en grappes. L'estimation faite au moyen d'un modèle à effets aléatoires a donné des résultats très similaires, mais nous ne les avons pas préférés parce que les tests d'Hausman ont généralement rejeté l'hypothèse du modèle à effets aléatoires selon laquelle il n'y a pas de corrélation entre les effets aléatoires et la mesure des résultats.

Tableau 6 : Changements prévus sur le plan des profils des gains selon l'expérience pour les hommes et pour les femmes

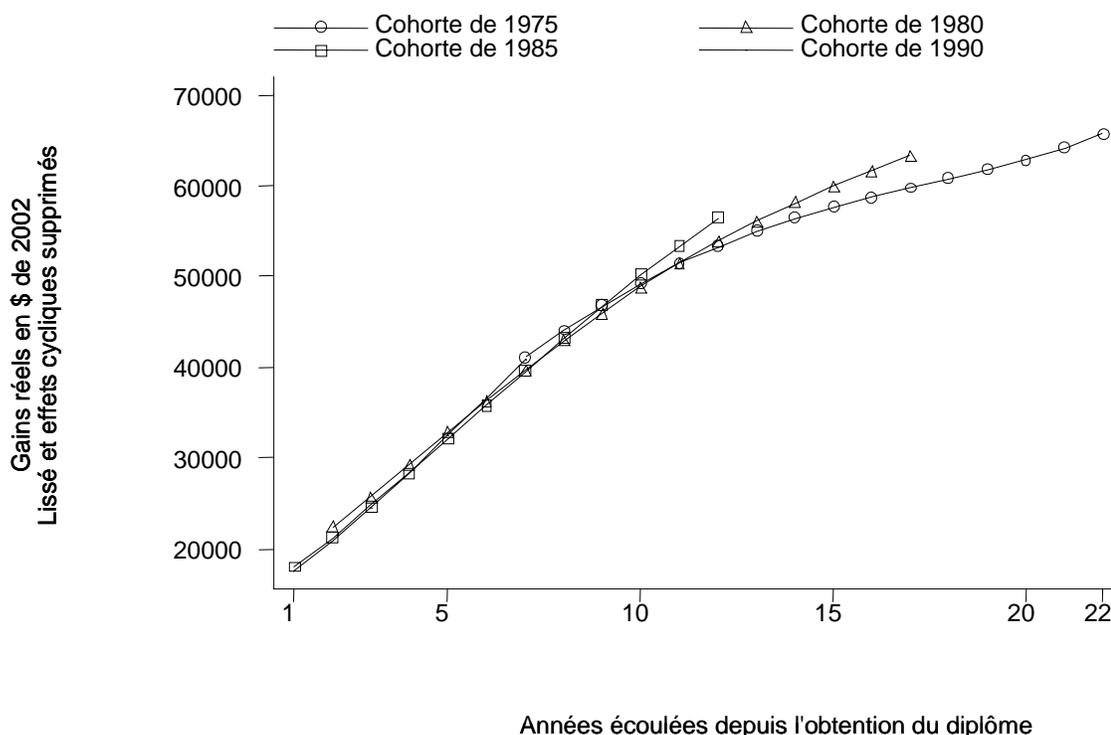
Variable dépendante	hommes			femmes		
	ln(gains annuels réels)					
Coordonnée à l'origine	9,7837* (0,0177)	9,8830* (0,0242)	10,0575* (0,0317)	9,5009* (0,0215)	9,7921* (0,0274)	9,8717* (0,0390)
Cohorte (C)	0,0051 (0,0607)	-0,5241* (0,1147)	-2,6705* (0,3648)	1,1129* (0,070)	-0,3861* (0,1137)	-1,3351* (0,4372)
Cohorte au carré (C ²)			0,0685* (0,0121)			0,0296+ (0,0140)
Cohorte Années écoulées depuis l'obtention du diplôme (CT)		0,0807* (0,0158)	0,1892* (0,0199)		0,2483* (0,0195)	0,2963* (0,0243)
Années écoulées depuis l'obtention du diplôme (T)	20,6805* (0,5360)	18,6034* (0,6414)	16,7848* (0,6617)	24,1010* (0,5969)	17,8670* (0,7225)	17,0758* (0,7529)
Années écoulées depuis l'obtention du diplôme au carré (T ²)	-1,0337* (0,0981)	-0,9012* (0,0999)	-0,8430* (0,0997)	-2,8192* (0,1153)	-2,4403* (0,1171)	-2,4167* (0,1170)
Années écoulées depuis l'obtention du diplôme au cube (T ³)	0,0184* (0,0068)	0,0140+ (0,0068)	0,0139+ (0,0068)	0,1479* (0,0082)	0,1361* (0,0082)	0,1361* (0,0082)
Années écoulées depuis l'obtention du diplôme ⁴ (T ⁴)	0,0000 (0,0002)	0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0002)	-0,0027* (0,0002)	-0,0025* (0,0002)	-0,0025* (0,0002)
Taux de chômage (UR)	-1,9175* (0,1362)	-2,0037* (0,1357)	-2,1961* (0,1327)	-1,6476* (0,1759)	-1,9371* (0,1767)	-2,0358* (0,1720)
Nombre d'observations	391416	391416	391416	355840	355840	355840
R ²	0,167	0,167	0,167	0,036	0,038	0,038

* significatif au niveau de 1 %

+ significatif au niveau 5 %

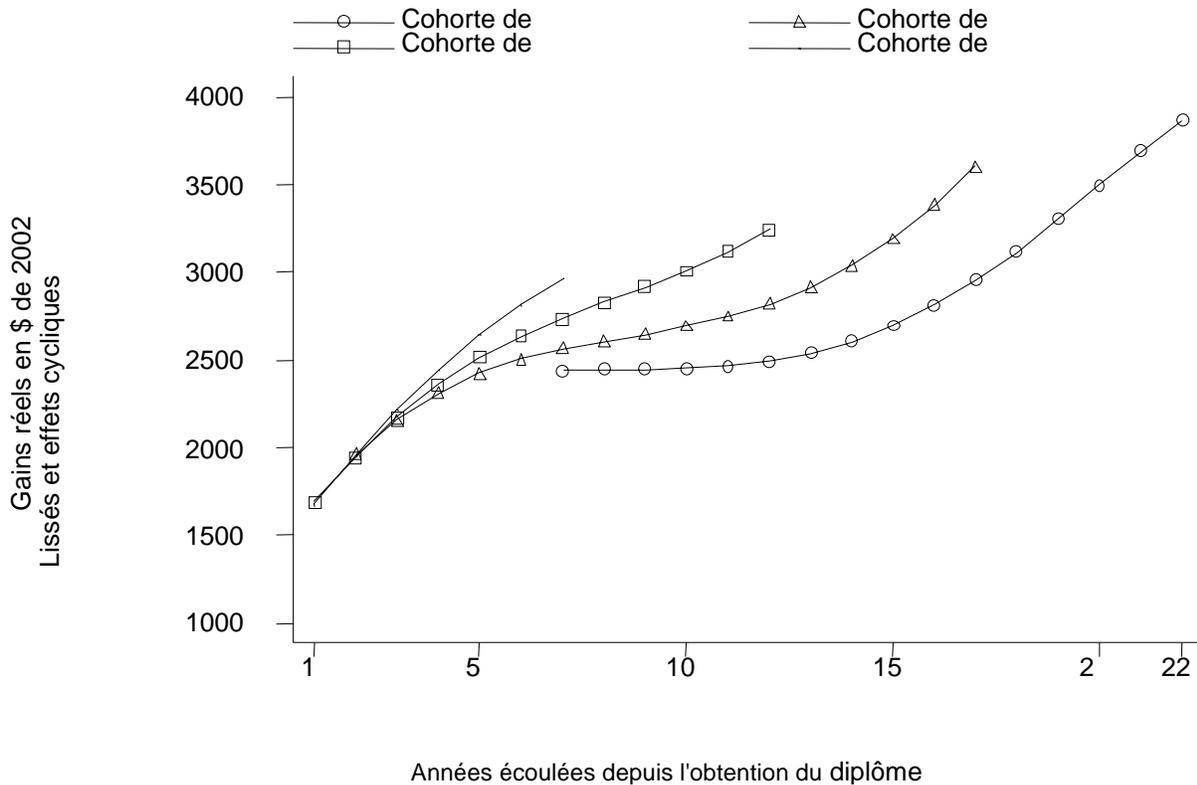
~ significatif au niveau 10 %

Figure 1: Profils des gains prévus selon l'expérience, hommes



Les colonnes 4 à 6 du tableau 6 montrent les résultats pour les femmes. La colonne 4 restreint les effets de cohorte aux déplacements linéaires de la courbe gains-expérience. Le terme de cohorte est positif et significatif, indiquant que les gains des diplômés universitaires de sexe féminin ont augmenté de 1,1 % par an dans toutes les cohortes au cours des années 70, 80 et 90. Le modèle à la colonne 5 ajoute un terme d'interaction de la cohorte et de l'expérience. Dans le cas des femmes, la hausse des gains dans toutes les cohortes semble être attribuable au rendement croissant de l'expérience. La colonne 6 montre le modèle complet. Globalement, les gains dans les années suivant immédiatement l'obtention du diplôme diminuent à un taux décroissant (les coefficients de C et C² sont, respectivement, négatif et positif) tandis que le rendement de l'expérience augmente (le coefficient de CT est positif et significatif). La figure 2 montre les valeurs prévues pour certaines cohortes de femmes. Toute diminution des coordonnées à l'origine des cohortes est négligeable lorsque les effets de l'expérience sont inclus, tandis que le rendement de l'expérience est manifestement plus élevé dans le cas des cohortes plus récentes. Une comparaison des cohortes de 1980 et de 1990 avec cinq ans d'expérience révèle que les femmes de la deuxième cohorte gagnaient 8,9 % de plus que celles de la première cohorte et 14,3 % de plus sept ans après l'obtention du diplôme. Le ralentissement des gains des femmes environ cinq ans après l'obtention du diplôme observé pour les cohortes antérieures semble, dans le cas des cohortes plus récentes, être moindre ou reporté jusqu'à ce qu'elles aient accumulé plus d'expérience après avoir obtenu leur diplôme.

Figure 2: Profils des gains prévus selon l'expérience,



Pour vérifier ces résultats, nous estimons le modèle (1) au moyen des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et d'une méthode de construction d'un échantillon comparable à celle de Beaudry et Green (2000) pour les hommes et pour les femmes. Autrement dit, nous construisons des données de cohortes synthétiques en utilisant les dossiers individuels des EFC menées en 1977 et de 1979 à 1997, en ne considérant que les personnes âgées de 25 à 55 ans. L'âge remplace l'expérience (années écoulées depuis l'obtention du diplôme) dans ces régressions. Les régressions sont faites au moyen des MCO pondérés où les coefficients de pondération des cellules sont donnés par le nombre non pondéré d'observations utilisées pour obtenir les moyennes des cellules. Le quatrième terme du profil des gains selon l'âge a été écarté en raison du nombre limité d'observations dans les données et pour que les résultats soient comparables à ceux dans les ouvrages publiés. Comme auparavant, les coefficients et les erreurs-types sont multipliés par 100. Les tableaux 7A et 7B montrent les résultats pour les hommes et pour les femmes, respectivement. La première colonne dans chaque tableau montre les résultats nationaux en utilisant seulement les données de l'EFC de 1993 et des EFC antérieures et le logarithme du salaire hebdomadaire comme variable dépendante. Ces résultats sont très similaires à ceux indiqués dans Beaudry et Green, tableaux 2 et 4, qui montrent un déplacement vers le bas des termes qui correspondent à la coordonnée à l'origine pour les hommes et pour les femmes, et qui ne montrent pas une forte tendance ascendante de la pente du profil des gains selon l'âge pour les cohortes d'hommes mais une importante tendance ascendante pour les femmes. Les colonnes 2 et 3 montrent les résultats en utilisant les gains

annuels comme variable dépendante et toutes les sections transversales disponibles. La colonne 2 montre les résultats à l'échelle nationale. Pour les hommes, les résultats pour β_1 et β_7 demeurent essentiellement inchangés, tandis que pour les femmes, le coefficient de β_1 est positif et significatif. La colonne 3 montre les résultats pour les diplômés universitaires qui habitent en Colombie-Britannique. Ces résultats montrent une baisse des salaires de départ des diplômés universitaires (β_1 négatif) mais une augmentation considérable de la pente des profils des gains selon l'âge pour les hommes. Pour les femmes, le changement se produit dans le même sens, mais il est statistiquement non significatif. Les colonnes 4 à 6 dans chaque tableau reprennent l'analyse ci-dessus mais avec une spécification imposant une contrainte qui écarte le terme de cohorte au carré qui était non significatif dans la plupart des régressions. Ici, les résultats sont plus clairs. À l'échelle nationale, les courbes des gains selon l'âge des diplômés universitaires de sexe masculin plus récents sont inférieures à celles des diplômés antérieurs. Pour les femmes, ce sont moins les courbes que leur forme qui change. Les femmes ont des gains plus faibles au départ, mais leurs gains augmentent plus rapidement. Dans le cas des diplômés qui habitent en Colombie-Britannique, le tableau est légèrement différent. Les gains des diplômés récents de sexe masculin sont plus faibles au départ et augmentent plus rapidement. Dans le cas des femmes, les gains au départ sont les mêmes, mais ils augmentent plus rapidement. Les données de la figure 1 montrent qu'en 1980 et 1990, les gains annuels prévus ont baissé de 6,3 % deux ans après l'obtention du diplôme. Un examen approfondi de la figure 5b de Beaudry et Green intitulée « *Age-Earnings Profiles Allowing Differing Slopes by Cohort-Males, University Educated* » montre une baisse des salaires hebdomadaires des personnes de 26 ans d'environ 5 % à 7 % au cours de la même période. Donc, pour ce qui est de l'importance des effets de cohorte, ces résultats sont similaires. La différence la plus importante se retrouve dans le terme d'interaction de la cohorte et de l'expérience. Cette différence est importante parce qu'elle se rapporte au débat actuel concernant les facteurs qui sous-tendent la différence croissante de gains entre les jeunes hommes et les hommes plus âgés et les jeunes femmes et les femmes plus âgées. Dans le cas des diplômés universitaires en Colombie-Britannique, semble-t-il, le rendement de l'expérience augmente, mais on ne peut en dire autant des diplômés universitaires canadiens dans l'ensemble.

Tableau 7a: Résultats de l'Enquête sur les finances des consommateurs, hommes

Population:	Canada	Canada	C.-B.	Canada	Canada	C.-B.
Cohortes:	1977, 1979 à 1993	1977, 1979 à 1997	1977, 1979 à 1997	1977, 1979 à 1993	1977, 1979 à 1997	1977, 1979 à 1997
Variable dépendante :	ln(Salaire hebdomadaire)	ln(Salaire annuel)	ln(Salaire annuel)	ln(Salaire hebdomadaire)	ln(Salaire annuel)	ln(Salaire annuel)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Coordonnée à l'origine	6,955* (0,220)	10,720* (0,146)	11,410* (0,382)	6,839* (0,069)	10,664* (0,056)	10,846* (0,146)
Cohorte (C)	-1,849 (1,616)	-1,615 (1,004)	-6,129~ (2,820)	-0,967* (0,232)	-1,201* (0,171)	-2,467* (0,446)
Cohorte au carré (C ²)	0,017 (0,030)	0,007 (0,018)	0,066 (0,050)			
Cohorte*Âge (CT)	0,044 (0,059)	0,038 (0,034)	0,244~ (0,098)	0,014 (0,018)	0,024 (0,013)	0,123* (0,033)
Âge (T)	5,474* (1,730)	8,759* (1,154)	1,712 (3,263)	6,284* (0,910)	9,130* (0,737)	5,128* (1,978)
Âge au carré (T ²)	-0,212* (0,056)	-0,413* (0,045)	-0,274~ (0,122)	-0,226* (0,049)	-0,419* (0,042)	-0,335* (0,113)
Âge au cube (T ³)	0,002~ (0,001)	0,006* (0,001)	0,006~ (0,002)	0,002~ (0,001)	0,006* (0,001)	0,006* (0,002)
Taux de chômage (UR)	-0,013* (0,005)	-0,014* (0,005)	-0,062 (0,794)	-0,012* (0,005)	-0,014* (0,005)	-0,564 (0,697)
Nombre d'observations	198	262	262	198	262	262
R ²	0,913	0,930	0,627	0,913	0,930	0,625

* significatif au niveau de 1 %

~ significatif au niveau de 5 %

Tableau 7b : Résultats de l'Enquête sur les finances des consommateurs, femmes

Population:	Canada	Canada	C.-B.	Canada	Canada	C.-B.
Cohortes:	1977, 1979 à 1993	1977, 1979 à 1997	1977, 1979 à 1997	1977, 1979 à 1993	1977, 1979 à 1997	1977, 1979 à 1997
Variable dépendante :	ln(Salaire hebdomadaire)	ln(Salaire annuel)	ln(Salaire annuel)	ln(Salaire hebdomadaire)	ln(Salaire annuel)	ln(Salaire annuel)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Coordonnée à l'origine	6,498* (0,260)	9,880* (0,163)	10,761* (0,488)	6,454* (0,072)	10,318* (0,058)	10,360* (0,173)
Cohorte (C)	-0,428 (1,884)	2,732~ (1,110)	-3,593 (3,571)	-0,112 (0,240)	-0,415~ (0,172)	-0,490 (0,519)
Cohorte au carré (C ²)	0,006 (0,035)	-0,055* (0,019)	0,055 (0,062)			
Cohorte*Âge (CT)	0,052 (0,068)	-0,041 (0,037)	0,196 (0,123)	0,041~ (0,021)	0,058* (0,014)	0,094~ (0,041)
Âge (T)	3,185 (1,973)	6,670* (1,234)	-1,830 (4,007)	3,477* (0,964)	3,853* (0,758)	1,049 (2,302)
Âge au carré (T ²)	-0,133~ (0,061)	-0,196* (0,046)	-0,009 (0,144)	-0,139* (0,053)	-0,152* (0,044)	-0,057 (0,133)
Âge au cube (T ³)	0,002 (0,001)	0,002~ (0,001)	0,002 (0,003)	0,002 (0,001)	0,002~ (0,001)	0,002 (0,003)
Taux de chômage (UR)	-0,008 (0,005)	-0,008 (0,005)	-1,350 (1,017)	-0,008 (0,005)	-0,009 (0,005)	-1,755 (0,906)
Nombre d'observations	198	262	261	198	262	261
R ²	0,749	0,838	0,316	0,749	0,833	0,314

* significatif au niveau de 1 %

~ significatif au niveau de 5 %

4.2 Évolution des gains d'emploi relatifs selon le domaine d'études

Cette section porte sur les différences entre les effets de cohorte d'un domaine d'études à l'autre. Le tableau 8 montre les gains moyens de cohortes choisies d'hommes et de femmes, regroupés selon qu'ils étaient titulaires d'un diplôme en lettres, sciences ou sciences sociales, ou en commerce et génie, mesurés cinq, dix et quinze ans après l'obtention du diplôme. Cinq ans après l'obtention du diplôme, les hommes titulaires d'un diplôme en lettres, sciences sociales et sciences des cohortes de diplômés de 1979 à 1981 gagnaient en moyenne 36 018 \$. Leurs homologues qui ont obtenu leur diplôme environ dix ans plus tard, en 1990-1992, gagnaient 38 211 \$, soit 6,1 % de plus. Les diplômés en commerce et en génie de la cohorte de 1979 à 1981 gagnaient 51 820 \$, tandis que ceux de la cohorte de 1990-1992 gagnaient 54 325 \$, ce qui représente une augmentation de 4,8 %. Ainsi, lorsqu'on examine les gains cinq ans après l'obtention du diplôme des hommes de cohortes séparées par un intervalle de dix ans, on constate que (1) les gains dans les domaines d'études appliquées du commerce et du génie étaient plus élevés, (2) les gains ont augmenté dans toutes les cohortes de diplômés des domaines d'études appliquées et théoriques et (3) les gains de chaque groupe de diplômés ont augmenté de façon à peu près égale (l'écart représenté par les taux de croissance de 6,1 % et de 4,8 % n'était pas statistiquement significatif et aucun des autres taux de croissance présentés au tableau 8 n'étaient statistiquement différents d'un domaine d'études à l'autre). Un examen des gains dans toutes les autres cohortes à d'autres niveaux après l'obtention du diplôme révèle des résultats similaires. Il en était de même pour les femmes.

Dans les figures 3a à 3c, les résultats sont élargis, afin d'inclure toutes les cohortes de diplômés dans les données. Ces chiffres montrent les gains moyens pour certains domaines d'études évalués en fonction de ceux des diplômés en économie, cinq ans, dix ans et quinze ans après l'obtention du diplôme :

$\frac{\overline{E_{i,y,e}}}{E_{\text{économie},y,e}} - 1$	(2)
--	-----

où i correspond à l'indice des domaines d'études, y , aux années d'études et e , à la période qui s'est écoulée depuis l'obtention du diplôme. Afin d'améliorer la précision de l'estimation, nous avons regroupé les diplômés pour deux années consécutives. Les figures comprennent en outre les intervalles de confiance de 95 % pour les gains relatifs calculés à partir d'un échantillonnage des diplômés selon la méthode bootstrap et sur la base de 1 000 répétitions.

Dans l'ensemble, les figures 3a à 3c ne comportent pas de preuves solides d'effets de cohorte propres au domaine d'études pour les hommes. Les séries sont essentiellement bidimensionnelles dans la plupart des cas, ce qui laisse supposer des gains relativement constants d'un domaine d'études à l'autre. Dans certains cas, les gains mesurés cinq ans après l'obtention du diplôme suivent une courbe en forme de U, par exemple, pour la formation des enseignants et le génie, ce qui laisse supposer une baisse relative au cours des années 70 et au début des années 80, mais une augmentation relative équivalente par la suite. En dépit de la taille importante de l'échantillon, l'intervalle de confiance de 95 % pour les estimations est assez substantiel et rend compte de la variation importante entre les diplômés du point de vue des gains postérieurs à l'obtention du diplôme, comme le montre Heisz (2003).

La situation est similaire pour les femmes, aucune variation importante entre les cohortes selon le domaine d'études n'étant notée (figures 4a à 4c). Même si dans certains domaines, on note une augmentation relative des gains, dix ans et quinze ans après l'obtention du diplôme, les erreurs-types pour ces estimations sont substantielles, ce qui complique la tâche de déterminer si les résultats relatifs augmentent pour ces domaines.

Tableau 8 : Gains annuels, certaines cohortes, diplômés des domaines d'études appliquées et théoriques
(en dollars de 2002)*

	Hommes			Femmes		
	Cohorte de diplômés		Var. en %	Cohortes de diplômées		Var. en %
	1979-1981	1990-1992		1979-1981	1990-1992	
5 ans						
Lettres, sciences sociales et sciences	36 018	38 211	6,1	29 796	33 316	11,8
Commerce et génie	51 820	54 325	4,8	40 967	45 262	10,5
			Var. en %			Var. en %
	1974-1976	1984-1986		1974-1976	1984-1986	
10 ans						
Lettres, sciences sociales et sciences	53 911	55 028	2,0	37 432	41 392	10,6
Commerce et génie	70 287	69 286	-1,4	44 900	50 293	12,0
			Var. en %			Var. en %
	1974-1976	1979-1981		1974-1976	1979-1981	
15 ans						
Lettres, sciences sociales et sciences	67 591	69 474	2,7	43 748	45 742	4,6
Commerce et génie	86 367	88 712	2,7	49 222	54 183	10,1

* La composition des diplômés selon le domaine d'études est maintenue constante aux valeurs de départ, ce qui élimine toute incidence du changement de la composition dans les lignes. Les gains inférieurs à 2 000 \$ et supérieurs à 500 000 \$ (en dollars de 2002) ont été éliminés pour réduire l'influence de valeurs aberrantes.

Figure 3a: Gains relatifs par rapport aux diplômés

Hommes, 5 ans après l'obtention du

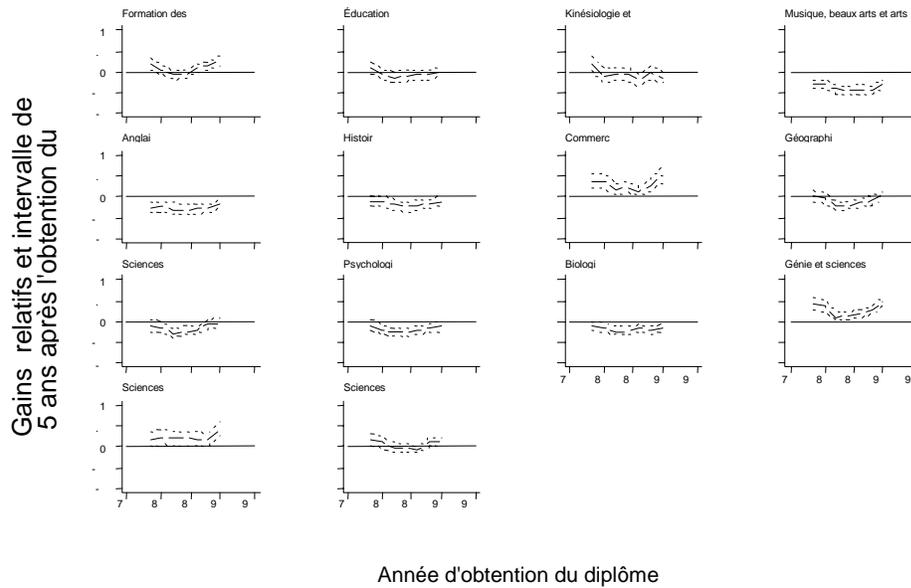


Figure 3b: Gains relatifs par rapport aux diplômés en

Hommes, 10 ans après l'obtention du

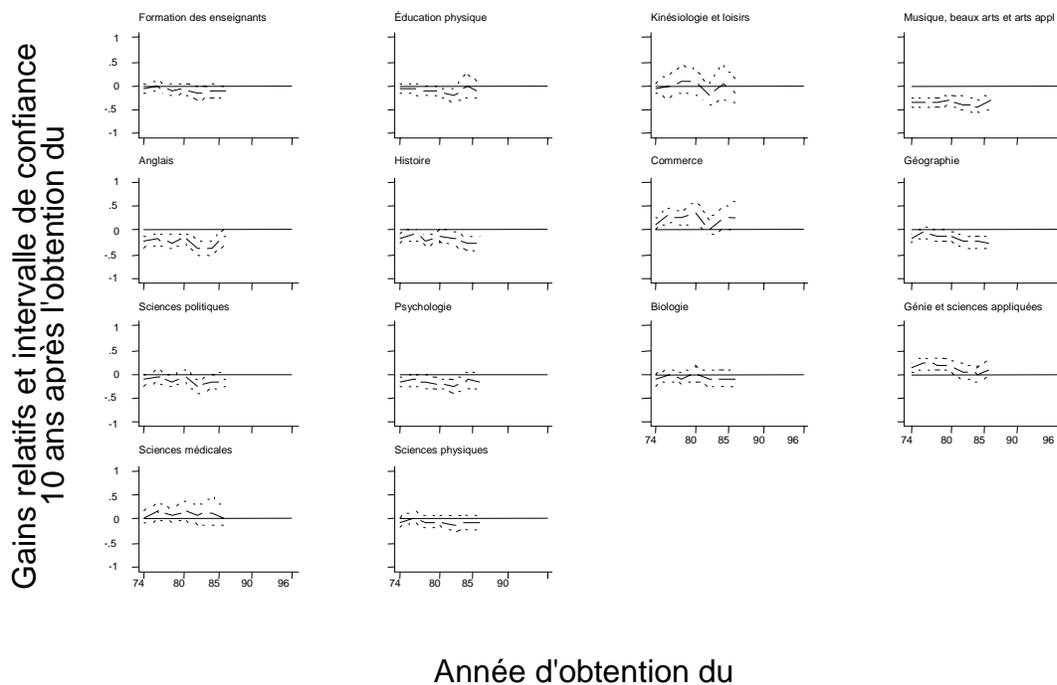


Figure 3c: Gains relatifs par rapport aux diplômés en

Hommes, 15 ans après l'obtention du

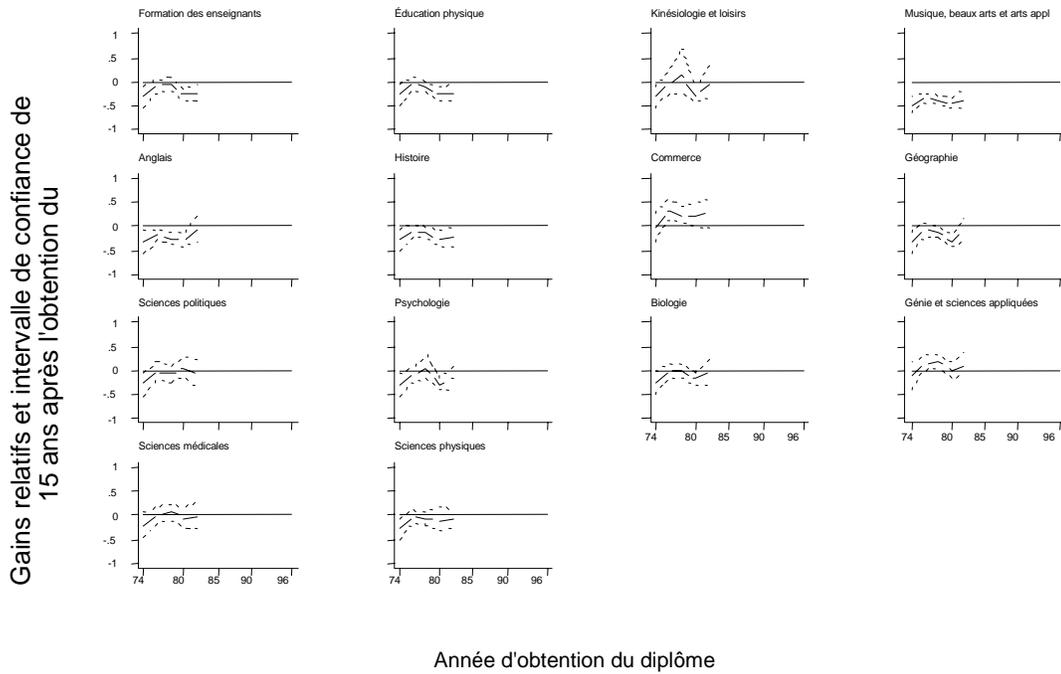
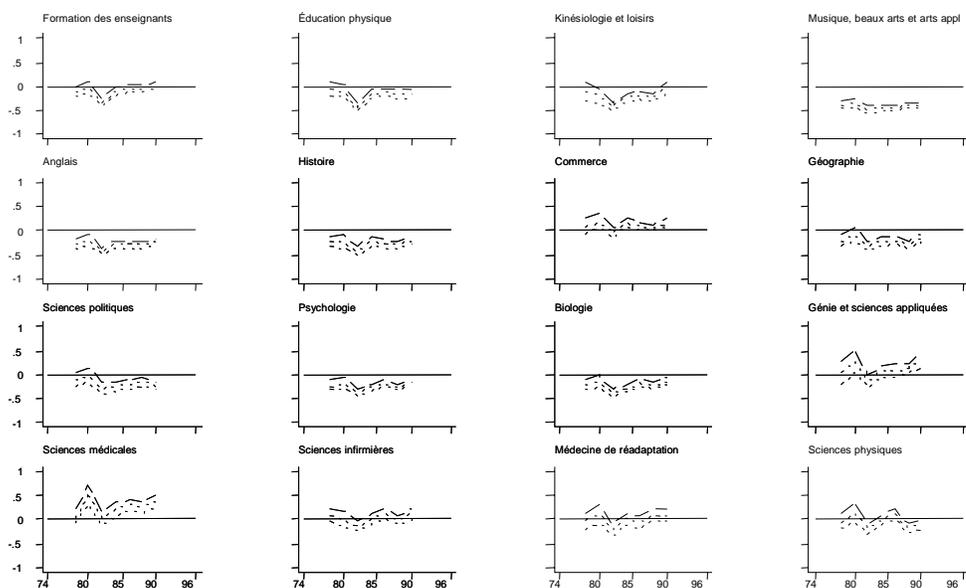


Figure 4a: Gains relatifs par rapport aux diplômés en économie

Femmes, 5 ans après l'obtention du diplôme

Gains relatifs et intervalle de confiance de 95%
5 ans après l'obtention du diplôme



Année d'obtention du diplôme

Figure 4b: Gains relatifs par rapport aux diplômés en économie

Femmes, 10 ans après l'obtention du diplôme

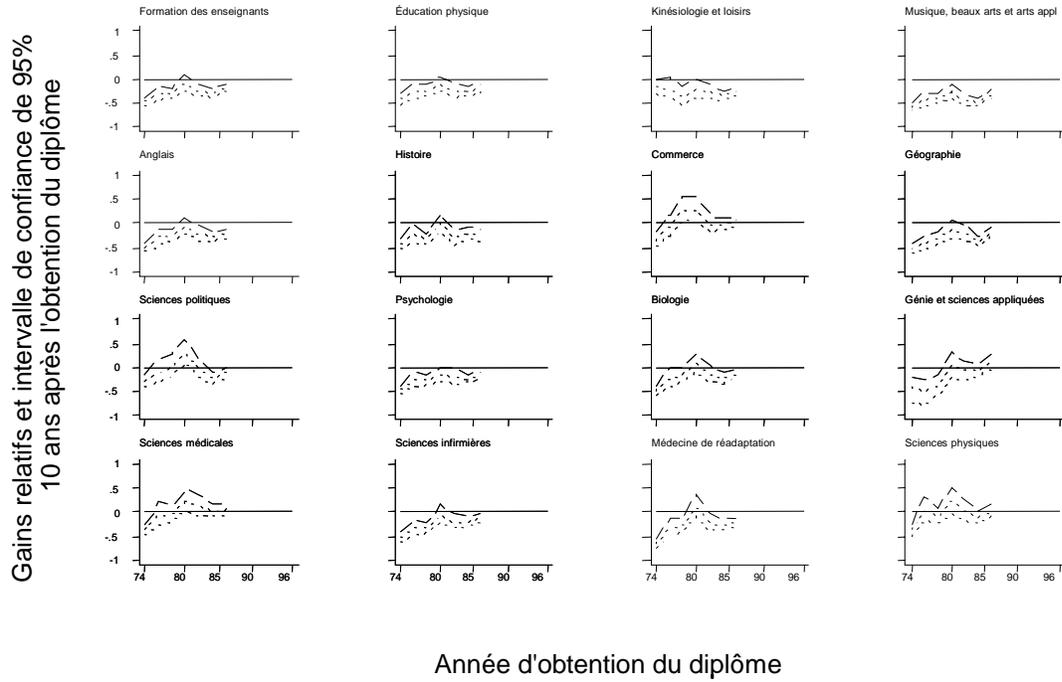
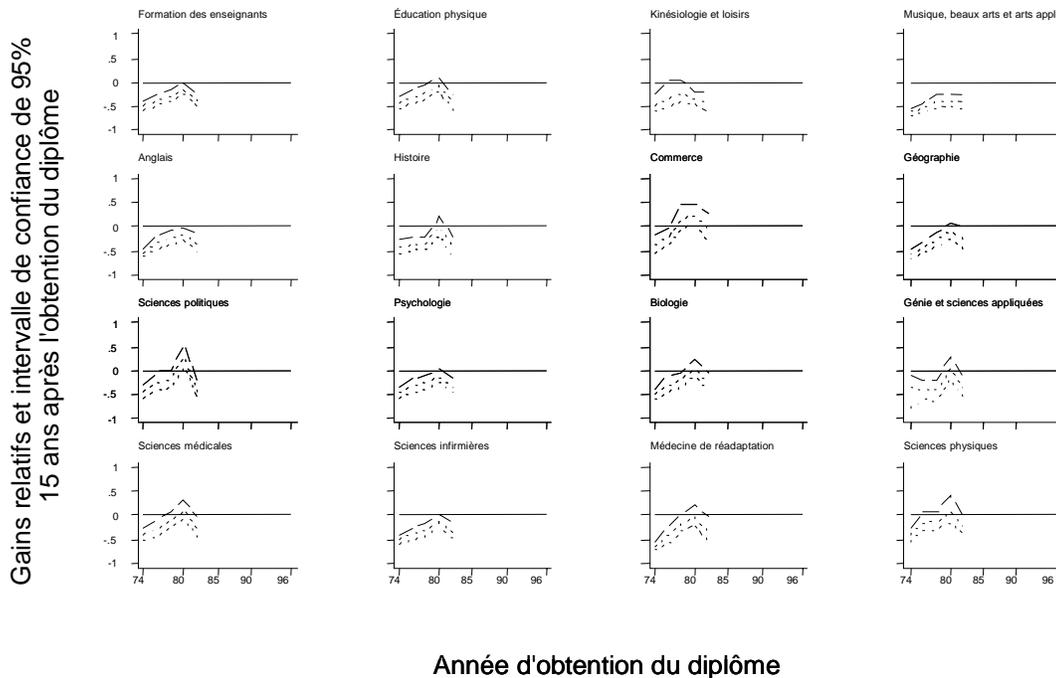


Figure 4c: Gains relatifs par rapport aux diplômés en économie

Femmes, 15 ans après l'obtention du diplôme



4.3 Effets de cohorte selon le domaine d'études

Dans cette section, nous examinons les tendances relatives selon le domaine d'études. La principale question posée ici est : les tendances des cohortes constatées ci-dessus dans le cas de tous les diplômés universitaires de la C.-B. sont-elles les mêmes dans le cas de tous les domaines d'études? Pour répondre à cette question, nous construisons des versions du modèle 1 avec termes d'interaction :

$$\ln(y) = \beta_0 + \beta_1 C + \beta_2 C^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 T^3 + \beta_6 T^4 + \beta_7 CT + \beta_8 UR \quad (3)$$

+ j variables binaires indépendantes des domaines d'études + j variables binaires indépendantes des domaines d'études \times ($\beta_C + \beta_C^2 + \beta_T + \beta_T^2 + \beta_T^3 + \beta_T^4 + \beta_{CT} + \beta_{UR}$)

Dans l'équation (3), nous ajoutons des variables fictives et mettons en interaction toutes les variables du modèle de base de manière à permettre à chaque domaine d'études d'avoir un profil des gains selon l'expérience qui lui est propre. La stratégie empirique consiste à déterminer par l'estimation des versions restreintes de l'équation (3) si les interactions cohorte domaine d'études sont conjointement significatives, auquel cas il y aurait des différences significatives entre les effets de cohorte d'un domaine d'études à l'autre.

Étant donné la taille de l'ensemble de données, il n'est pas étonnant que la plupart des interactions soient significatives d'après les tests d'hypothèses standards. Afin d'élaborer un modèle plus parcimonieux, nous estimons des modèles contraints par la méthode du maximum de vraisemblance et nous évaluons les contraintes au moyen du critère d'information d'Akaike et du critère de Schwarz. Ils se présentent comme suit :

$$\text{AIC} = -2 \times \text{logarithme du rapport de vraisemblance} + 2 \times p \quad (4)$$

$$\text{SC} = -2 \times \text{logarithme du rapport de vraisemblance} + \ln(n) \times p \quad (5)$$

où p est le nombre de paramètres dans le modèle et n est le nombre d'observations. Normalement, on pourrait simplement comparer les modèles contraints et non contraints en utilisant le changement dans $-2 \times \text{logarithme du rapport de vraisemblance}$ au moment d'ajouter ou de supprimer des variables dans un modèle, ou en utilisant un test F standard après estimation au moyen des MCO. Toutefois, dans un ensemble de données aussi large, la probabilité de rejeter des contraintes devient très forte et le nombre de paramètres dans le modèle devient très élevé, ce qui empêche de faire des déclarations générales au sujet des données. L'AIC et le SC offrent deux façons d'ajuster la variable à tester du logarithme de rapport de vraisemblance de manière à éviter de trop paramétrer le modèle. L'AIC soustrait deux fois le nombre de paramètres de la valeur $-2 \times \text{logarithme du rapport de vraisemblance}$, tandis que le critère SC soustrait $\ln(N)$ fois le nombre de paramètres du modèle. Plus les valeurs de l'AIC ou du SC sont petites, plus le modèle est meilleur, de sorte qu'il s'agit de choisir le modèle qui minimise ces critères. Le critère de Schwarz s'est révélé particulièrement utile pour ce qui est de contraindre les modèles dans le cas de grands ensembles de données (pour une étude de ces tests, consulter Schwarz (1978), Akaike (1978), Leamer (1978), et Judge et al. (1985)). Ou bien, on peut procéder à des tests des contraintes dans le contexte du maximum de vraisemblance en comparant la valeur de chi carré à une variable à tester égale à $q \ln n$ où q est égal au nombre de contraintes dans le modèle (Deaton (1997)).

Avant de procéder à la mise à l'essai des modèles comme telle, il est utile d'examiner un modèle contraint à interprétation simple. C'est-à-dire que nous estimons les effets de cohorte au moyen d'un modèle en supposant un changement linéaire dans les effets de cohorte et l'absence d'effets de l'expérience :

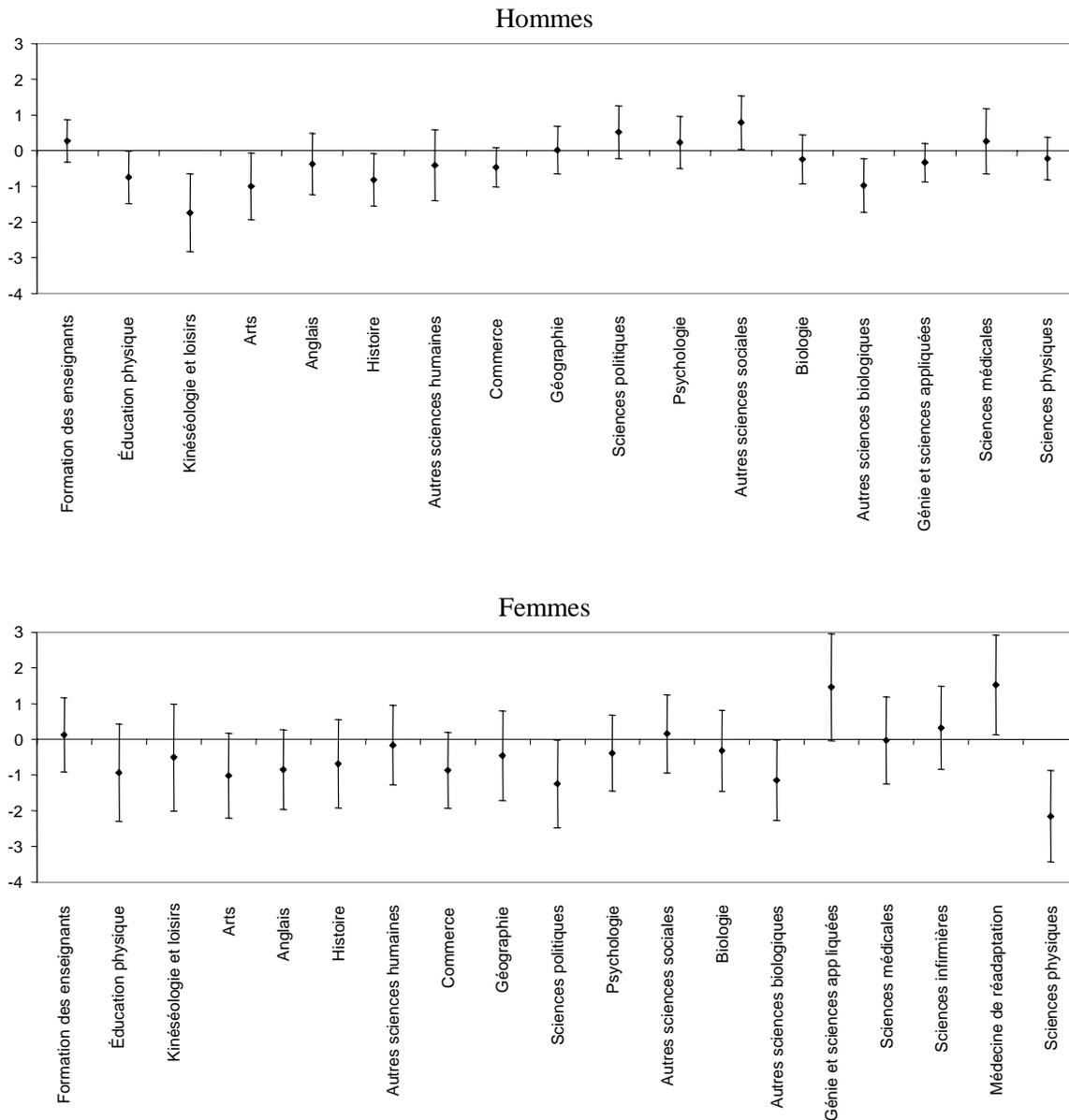
$$\ln(y) = \beta_0 + \beta_1 C + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 T^3 + \beta_6 T^4 + \beta_8 UR \quad (6)$$

+j variables binaires indépendantes des domaines d'études + j variables binaires
indépendantes des domaines d'études $\times \beta C$

Cela permet de vérifier l'hypothèse déterminante selon laquelle les effets de cohorte sont égaux. La figure 5 montre les termes d'interaction des cohortes et des domaines d'études avec des intervalles de confiance de 99 %. Le groupe de référence est celui des diplômés en économie. Pour les hommes (voir la partie supérieure), les effets de cohorte dans la plupart des domaines d'études ne sont pas statistiquement différents de ceux dans le cas du groupe des diplômés en économie. Font exception les diplômés dans les domaines des kinésiologie et loisirs, des arts, de l'histoire et des autres sciences biologiques, dont les gains baissent par rapport à ceux des diplômés en économie dans toutes les cohortes, ainsi que les diplômés dans les domaines des autres sciences sociales, dont les gains relatifs augmentent dans toutes les cohortes. Dans l'ensemble, on ne constate aucune tendance à la hausse des gains relatifs des diplômés d'autres

domaines d'études appliquées comme le commerce, le génie ou les sciences médicales. On constate d'importantes hausses relatives des gains des femmes diplômées en génie et en médecine de réadaptation mais non des femmes diplômées en commerce, en sciences infirmières, en formation des enseignants, en génie et sciences appliquées ou en sciences médicales. Ainsi, dans le cas tant des hommes que des femmes, il ne semble pas y avoir de différences importantes dans les effets de cohorte entre les domaines d'études et, en particulier, on ne constate pas de tendances laissant supposer une augmentation des gains relatifs des diplômés de programmes d'études appliquées.

Figure 5 : Effets de cohorte, selon le domaine d'études, avec intervalles de confiance de 95 %^a



^a : Les estimations ont été obtenues à partir des estimés fournis par l'équation 6. Les résultats détaillés sont disponibles auprès de l'auteur.

Le tableau 9 présente les statistiques liées à la sélection des modèles. Le tableau des résultats est le même pour les hommes et pour les femmes, de sorte qu'on choisit le même modèle pour les deux. Le modèle de référence, le modèle A, comprend les variables binaires indépendantes des domaines d'études et les interactions de ces variables binaires indépendantes et du profil des gains selon l'expérience (pour permettre à ces profils d'être différents pour chaque domaine d'études) et ne comprend pas d'effets de cohorte. Les tests chi carré rajustés montrent que tant les variables binaires indépendantes des domaines d'études que les effets de l'interaction du domaine d'études et de l'expérience sont des ajouts importants au modèle. Le modèle B ajoute les interactions entre les variables binaires indépendantes des domaines d'études et le cycle économique. Bien que les tests classiques standard rejetteraient la contrainte voulant que ces interactions soient égales à zéro, leur ajout augmente les valeurs des critères AIC et SC et le test chi carré rajusté (où la variable à tester est $qlnn$) indiquent aussi que cette contrainte peut être imposée. Le modèle C ajoute les effets de cohorte, qui réduisent tant l'AIC que le SC par rapport au modèle A. Le modèle D est un modèle d'interaction des effets de cohorte et des variables binaires indépendantes des domaines d'études permettant de vérifier si les effets de cohorte diffèrent d'un domaine d'études à l'autre. Cet ajout au modèle augmente le SC, mais pas l'AIC, et les valeurs de chi carré pour les termes d'interaction sont inférieures à la valeur critique ($qlnn=218,89$ pour les hommes et $242,86$ pour les femmes). Puisque l'on soutient que le critère de Schwarz est meilleur lorsqu'il s'agit de grands échantillons, et que les tests chi carré rajustés montrent que cette contrainte peut être imposée, nous concluons que le modèle C est le meilleur, et que les effets de cohorte semblent égaux d'un domaine d'études à l'autre, tant pour les hommes que pour les femmes.

Le tableau 10 montre certains résultats du modèle C qui tient compte du domaine d'études. Le groupe de référence est celui des diplômés en économie. Les résultats sont similaires à ceux indiqués au tableau 6 où il n'est pas tenu compte du domaine d'études. Toutefois, le terme de cohorte linéaire (C) est légèrement supérieur, ce qui indique qu'une partie de la baisse des gains dans toutes les cohortes a été atténuée par l'entrée de diplômés dans des domaines mieux rémunérés. Cela pourrait justifier l'augmentation des proportions de diplômés en commerce et en génie ainsi qu'en sciences appliquées que nous avons observée tout au long des années 80 (niveaux qui sont redescendus où ils se situaient à la fin des années 70 au début des années 90). Autrement, l'ajout du domaine d'études n'a pas d'effet sur les conclusions.

5. Conclusions

Les gains moyens des diplômés de sexe masculin titulaires de baccalauréat de la Colombie-Britannique sont inférieurs dans le cas des cohortes plus récentes à ceux des cohortes antérieures les premières années qui suivent l'obtention du diplôme mais, le taux de croissance des gains étant supérieur pour les cohortes plus récentes, leurs gains rattrapent ensuite ceux des cohortes antérieures. Dans le cas des femmes, le profil des gains selon l'expérience semble pivoter et suivre une courbe ascendante. Les diplômées récentes débutent à des niveaux de gain similaires à ceux des cohortes antérieures, mais leurs gains augmentent pendant un plus grand nombre d'années. Ces résultats diffèrent de ceux obtenus pour l'ensemble du Canada. Pour une raison quelconque, l'accroissement du rendement de l'expérience constaté dans le cas des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique ne se produit pas dans le cas des diplômés des autres universités au Canada.

L'absence d'une variation importante des effets de cohorte d'un domaine d'études à l'autre montre qu'il n'y a pas eu d'augmentation relative des gains des titulaires de diplômes dans des domaines d'études appliquées. Dans l'ensemble, ces résultats n'appuient guère l'hypothèse selon laquelle la valeur d'un diplôme universitaire a baissé ou la valeur d'un diplôme en arts libéraux a baissé par rapport à un diplôme dans un domaine d'études appliquées.

Cette évolution des gains des diplômés universitaires de C. B. a eu lieu à une époque marquée par une offre croissante de diplômés universitaires dans la province mais sans variation importante de l'offre relative de diplômés des différents domaines d'études. Il faut situer cette constatation dans le contexte du progrès technologique croissant et de l'augmentation de la demande de travailleurs qui semble en découler. Le progrès technologique a, semble-t-il, eu une incidence positive équilibrée sur les diplômés universitaires de C. B., c'est à dire que la demande de diplômés universitaires a augmenté proportionnellement à l'offre. De plus, l'absence de variations importantes de la composition de l'offre selon le domaine d'études durant cette période et le fait que nous n'ayons pas observé de différences sur le plan des effets de cohorte entre les domaines d'études appuient l'hypothèse selon laquelle la demande croissante de compétences associées au progrès technologique a privilégié les types de compétences spécialisées associées aux programmes scolaires ainsi que celles associées aux études appliquées.

Tableau 9 : Sélection du modèle

	Modèle A	Modèle B	Modèle C	Modèle D
Variables binaires indépendantes des domaines d'études	Y	Y	Y	Y
Variables binaires indépendantes des domaines d'études* Profil des gains par rapport à l'expérience	Y	Y	Y	Y
Variables binaires indépendantes des domaines d'études* Cycle économique		Y		
Effets de cohorte				
Linéaires			Y	Y
Au carré			Y	Y
Interaction expérience			Y	Y
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*				
Linéaires				Y
Au carré				Y
Interaction expérience				Y
<hr/>				
Hommes				
N	390 881	390 881	390 881	390 881
Degrés de liberté	90	107	93	144
-2*Logarithme du rapport de vraisemblance	976 953	976 930	976 710	976 338
AIC	977 135	977 146	976 898	976 628
Schwarz	978 124	978 320	977 920	978 205
Tests chi carré :				
Variables binaires indépendantes des domaines d'études=0	1 525			
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Expérience=0	1 535			
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Cycle=0		32,02		
Effets de cohorte linéaires=0			138,15	
Effets de cohorte au carré=0			130,22	
Interaction Expérience=0			111,28	
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Effets de cohorte linéaires=0				72,68
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Effets de cohorte au carré=0				73,04
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Interaction Expérience=0				56,58
<hr/>				
Femmes				
N	355 840	355 840	355 840	355 840
Degrés de liberté	100	119	103	160
-2*Logarithme du rapport de vraisemblance	998 678	998 658	997 632	997 119
AIC	998 880	998 898	997 840	997 441
Schwarz	999 967	1 000 192	998 961	999 177
Tests chi carré :				
Variables binaires indépendantes des domaines d'études=0	2 311			
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Expérience=0	2 339			
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Cycle=0		25,71		
Effets de cohorte linéaires=0			25,58	
Effets de cohorte au carré=0			27,39	
Interaction Expérience=0			138,69	
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Effets de cohorte linéaires=0				44,53
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Effets de cohorte au carré=0				49,21
Variables binaires indépendantes des domaines d'études*Interaction Expérience=0				49,77

Tableau 10 : Changements prévus sur le plan des profils des gains selon l'expérience pour les hommes et pour les femmes, en tenant compte du domaine d'études¹

	hommes	femmes
Variable dépendante	ln(gains annuels réels)	ln(gains annuels réels)
Cordonnée à l'origine ²	10,088* (0,046)	9,860* (0,069)
Cohorte (C)	-4,128* (0,351)	-2,164* (0,428)
Cohorte au carré (C ²)	0,132* (0,012)	0,071* (0,014)
Cohorte*Années écoulées depuis l'obtention du diplôme (CT)	0,206* (0,019)	0,284* (0,024)
Autres variables de contrôle :		
Profil quartique des gains selon l'expérience	Y	Y
Variables binaires indépendantes des domaines d'études	Y	Y
Variables binaires indépendantes des domaines d'études * (Profil quartique des gains selon l'expérience)	Y	Y
Taux de chômage	Y	Y
Nombre d'observations	390 881	355 840

* significatif au niveau de 1 %

~ significatif au niveau de 5 %

¹ : Les résultats sont ceux des estimations du modèle C au tableau 9.

² : Le groupe de référence est celui des diplômés en économie.

Bibliographie

- Akaike, H. (1978). "A Bayesian Analysis of the Minimum AIC Procedure," *Annals of the Institute of Statistical mathematics*, 30, pp. 9-14.
- Allen, R. C. (1998). *The Employability of University Graduates in the Humanities, Social Sciences, et Education: Recent Statistical Evidence*, Discussion Paper No. 98-15, Department of Economics, University of British Columbia.
- Bar-Or, Y., J. Burbidge, L. Magee et L. Robb (1993). "The Wage Premium to a University Education in Canada, 1971-1991." *Journal of Labour Economics* 13(4): 762-794.
- Beaudry, P. et D. Green (2000). "Cohort Patterns in Canadian Earnings et the Role of Skill Premia in Inequality Trends." *Canadian Journal of Economics* 33(4):907-936.
- Beaudry, P. et D. Green. (2001). "Employment Outcomes in Canada: A Cohort Analysis", in *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition*, ed. W.C. Riddell et F. St-Hilaire (Montreal: Institute for Research on Public Policy).
- Black, Dan, Seth Sanders et Lowell Taylor (2002). *The Economic Reward to Studying Economics*, non publié
- Boothby, Daniel (2000). *Écarts de rémunération entre les diplômés universitaires selon les différents domaines d'études*. Document de recherche R-00-1-5-F, Direction de la Recherche Appliquée, Politique Stratégique, Développement des Ressources Humaines Canada.
- Bound, J., et G. Johnston (1992). "Changes in the Structure of Wages in the 1980s: an Evaluation of Alternative Explanations." *American Economic Review* 82(3): 321-39.
- Card, David (1999). "The Causal Effect of Education on Earnings." dans *Handbook of Labor Economics, Volume 3*, ed. O. Ashenfelter et D. Card (Amsterdam: Elsevier Science)
- Côté, Sylvain et Arthur Sweetman (1998). *Does it Matter What I Study? Post Secondary Field of Study et Labour Market Outcomes in Canada*, non publié.
- Davis, S. J. (1992). *Cross-Country Patterns of Change in Relative Wages*. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4085. National Bureau of Economic research, Cambridge).
- Deaton, Angus (1997). *The Analysis of Household Surveys : A Microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore: John Hopkins University Press.
- Finnie, R. et T. Wannell (1999). *L'évolution de l'écart salarial entre les sexes chez les diplômés universitaires*. Non publié, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, (Ottawa: Statistique Canada).

- Finnie, Ross 2001. *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes*, Direction des études analytiques N° au catalogue 11F0019MIF2002164, Statistique Canada, Ottawa.
- Giles, Phillip, et Torben Drewes (2001). “ Les diplômés en sciences humaines et sociales et le marché du travail ”, *L’emploi et le gain en perspective*, Automne, Vol. 13, No. 3. N°. 75-001-XPF au catalogue, Statistique Canada, Ottawa.
- Hecker, Daniel E. (1995). Earnings of College Graduates, 1993. *Monthly Labour Review* December, Vol. 118 Issue 12.
- Heisz, Andrew (2001). *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des gains*, Direction des études analytiques, N° au catalogue 11F0019MIF2001170, Statistique Canada, Ottawa.
- Heisz, Andrew (2003). Gains relatifs des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique *Revue trimestrielle de l’éducation* vol. 9, no. 1, pp. 39-53.
- Développement des Ressources Humaines Canada (1997). *La promotion de 1990 : Un second regard*, Ministère des Travaux Publics et Services Gouvernementaux, Canada.
- Développement des Ressources Humaines Canada (1999). *La promotion de 1995 : Rapport sur l’enquête nationale de 1997 des diplômés de 1995*, Ministère des Travaux Publics et Services Gouvernementaux, Canada.
- Judge, George G., W.E. Griffiths, R. Carter Hill, Helmut Lütkepohl et Tsoung-Chao Lee (1985). *The Theory and Practice of Econometric, Second Edition*, John Wiley & Sons Inc.
- Juhn, C., K. M. Murphy et B. Pierce (1993). “Wage Inequality et the Rise in Returns to Skill,” *Journal of Political Economy* 101 (3), pp.410-442.
- Katz, Lawrence F. et Kevin M. Murphy (1992). “Changes in Relative Wages 1963-1987: Supply and Demand Factors,” *Quarterly Journal of Economics* CVII (1), pp. 35-78.
- Leamer, Edward E. (1978). *Specification Searches: Ad Hoc Inference With Nonexperimental Data* Wiley-Interscience, New York.
- Lin, Zeng, Robert Sweet, Paul Anisef et Hans Schuetze (2000). “Consequences and Policy Implications for University Students who have Chosen Liberal or Vocational Education: Labour Market Outcomes and Employability Skills”, Research Paper R-00-2-3-E, Applied Research Branch, Strategic Policy, Développement des Ressources Humaines Canada.
- Murphy, K. M., W. C. Riddell et P. M. Romer (1998), *Wages, Skills et Technology in the United States et Canada*. NBER Working Paper #6638. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

Riddell, W.C. et A. Sweetman. 2001. "Human Capital Formation in a Period of Rapid Change", in *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition*, ed. W.C. Riddell et F. St-Hilaire (Montreal: Institute for Research on Public Policy).

Schwarz, Gideon (1978), "Estimating the Dimensions of a Model" *The Annals of Statistics* Vol. 6, No. 2, pp. 461-464.