

SÉRIE DE
RECHERCHES SUR
L'APPRENTISSAGE

Éducation et premiers résultats sur le marché du travail au Canada

R A P P O R T

Jorgen Hansen

Direction de la politique sur l'apprentissage

Politique stratégique et Recherche

Mars 2007



Éducation et premiers résultats sur le marché du travail au Canada

par :
Jorgen Hansen

pour :
Direction de la politique sur l'apprentissage
Politique stratégique et recherche
Ressources humaines et Développement social Canada

décembre 2007

SP-793-03-07F
(also available in English)

Jorgen Hansen, Département d'économique, Université Concordia, 1455, boul. de Maisonneuve ouest, Montréal, Québec, Canada H3G 1M8, CIRANO, CIREQ et IZA;
Jorgen.Hansen@concordia.ca. L'auteur remercie deux examinateurs anonymes de leurs nombreux commentaires utiles. Il tient également à remercier Ressources humaines et Développement social Canada (RHSC) de son appui financier.

Les opinions exprimées dans les documents publiés par la Direction de la politique sur l'apprentissage, Politique stratégique et recherche, sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Ressources humaines et Développement social Canada ou du gouvernement fédéral.

Ce document est disponible en anglais sous le titre : *Education and Early Labour Market Outcomes in Canada*.

Le présent document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi.

Papier

ISBN : 978-0-662-73237-2

N° de cat. : HS28-126/2007F

PDF

ISBN : 978-0-662-73238-9

N° de cat. : HS28-126/2007F-PDF

**Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la
Direction générale de la politique sur l'apprentissage, veuillez communiquer avec :**

Ressources humaines et Développement social Canada

Centre des publications

140, Promenade du Portage, Phase IV, niveau 0

Gatineau (Québec) Canada K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260

www.rhdsc.gc.ca/fr/publications_ressources/politique_sur_apprentissage/index.shtml

Résumé

Cette étude, qui s'appuie sur les données de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), présente une analyse détaillée des effets de la scolarisation sur les salaires et les probabilités d'emploi. L'éducation y est considérée comme une variable de résultat discontinue. On rend compte de l'hétérogénéité des études postsecondaires en faisant la distinction entre les diplômés des programmes courts ou non universitaires (programmes de formation professionnelle, programmes d'apprentissage, études dans les collèges ou les cégeps) et ceux des programmes longs ou universitaires (baccalauréat, diplômes et grades des deuxième et troisième cycles). Les données révèlent que les salaires sont plus élevés chez les diplômés que chez les décrocheurs du palier secondaire. De plus, les diplômés des programmes postsecondaires courts gagnent généralement plus que ceux qui n'ont fait que les études secondaires. Il en va de même des diplômés des programmes postsecondaires longs par rapport à ceux des programmes courts. Ce dernier effet se manifeste cependant dans le seul échantillon féminin. Dans l'ensemble, l'incidence de la scolarisation sur les salaires est plus grande chez les femmes que chez les hommes. Les chiffres indiquent également que les diplômés du palier postsecondaire risquent bien moins de devenir chômeurs et que l'effet est plus marqué dans le cas des programmes plus longs. Par ailleurs, les périodes de chômage sont plus courtes chez les gens plus scolarisés. Selon les réponses à l'enquête, on passe plus rapidement de l'école au travail si on a fait plus d'études. D'après les résultats, l'éducation réduit l'inactivité (ne pas travailler et ne pas chercher d'emploi), et ce, plus chez les femmes que chez les hommes. Enfin, la correspondance entre le principal domaine d'études et la profession exercée est moindre chez les diplômés des programmes postsecondaires longs, mais s'accroît avec le temps écoulé depuis l'obtention du diplôme. L'effet salarial de cette correspondance est d'environ 18 % et s'avère statistiquement significatif.

Table des matières

1. Introduction	1
2. Recension des études spécialisées.....	3
3. Données.....	7
3.1 Description des échantillons et définition des variables.....	7
3.2 Niveau de scolarité.....	8
3.3 Différences entre les diplômés respectifs des paliers postsecondaire et secondaire	10
3.4 Principal domaine d'études des diplômés du palier postsecondaire.....	12
3.5 Profession et scolarisation postsecondaire.....	14
3.6 Principal domaine d'études et choix professionnels.....	16
3.7 Situation sur le marché du travail et niveau de scolarité	19
3.8 Salaire et niveau de scolarité	24
4. Résultats de régression.....	31
4.1 Incidence de la scolarisation sur le salaire.....	31
4.2 Variation salariale selon le principal domaine d'études	40
4.3 Variation salariale selon la profession	41
4.4 Incidence de la scolarisation sur la situation sur le marché du travail.....	42
4.5 Lien entre le principal domaine d'études et la profession	43
4.6 Passage de l'école au travail, interruption des études et salaire	46
4.7 Mobilité régionale chez les diplômés du palier postsecondaire	48
5. Résumé et conséquences sur le plan des politiques	49
Bibliographie	53

Liste des tableaux

Tableau 1	Niveau de scolarité selon le sexe et la région	9
Tableau 2	Différences pour certaines caractéristiques entre les diplômés du palier secondaire et ceux du palier postsecondaire par région.....	11
Tableau 3	Principal domaine d'études des diplômés du palier postsecondaire selon le sexe et la région	13
Tableau 4	Profession de l'emploi le plus récent selon la situation EPS et la région.....	15
Tableau 5a	Principal domaine d'études et profession chez les diplômés de sexe masculin du palier postsecondaire	17
Tableau 5b	Principal domaine d'études et profession chez les diplômés de sexe féminin du palier postsecondaire	18
Tableau 6	Situation sur le marché du travail selon le niveau de scolarité	19
Tableau 7	Situation sur le marché du travail après les études	21
Tableau 8	Chômage après les études	23
Tableau 9a	Répartition du salaire horaire chez les hommes	25
Tableau 9b	Répartition du salaire horaire chez les femmes	26
Tableau 10	Salaire médian et temps écoulé depuis les dernières études	28
Tableau 11a	Régressions salariales pour les hommes dans la région de l'Atlantique	32
Tableau 11b	Régressions salariales pour les hommes au Québec	32
Tableau 11c	Régressions salariales pour les hommes en Ontario	33
Tableau 11d	Régressions salariales pour les hommes dans l'Ouest canadien.....	33

Tableau 11e	Régressions salariales pour les hommes au Canada (ensemble des régions).....	34
Tableau 12a	Régressions salariales pour les femmes dans la région de l'Atlantique	35
Tableau 12b	Régressions salariales pour les femmes au Québec.....	35
Tableau 12c	Régressions salariales pour les femmes en Ontario.....	36
Tableau 12d	Régressions salariales pour les femmes dans l'Ouest canadien.....	36
Tableau 12e	Régressions salariales pour les femmes au Canada (ensemble des régions).....	37
Tableau 13a	Régressions salariales en correction de biais de sélection pour les hommes	38
Tableau 13b	Régressions salariales en correction de biais de sélection pour les femmes	39
Tableau 14	Incidence du principal domaine d'études sur le salaire	41
Tableau 15	Incidence de la profession sur le salaire	42
Tableau 16	Scolarisation et situation sur le marché du travail	43
Tableau 17	Effets des caractéristiques observables sur la correspondance entre le principal domaine d'études et la profession.....	44
Tableau 18	Effets sur le salaire de la correspondance entre le principal domaine d'études et la profession.....	46
Tableau 19	Effets sur le salaire du chômage et de l'interruption des études.....	47

1. Introduction

On sait bien que les investissements en capital humain sont essentiels à l'innovation et à la croissance économique. La notion de capital humain présente de nombreux aspects, mais la scolarisation est probablement l'aspect auquel se sont le plus intéressés les économistes (les autres formes de capital humain sont la formation professionnelle, l'apprentissage, la santé, etc.). Il importe pour bien des raisons d'examiner les facteurs individuels de poursuite des études et les résultats qui, sur le marché du travail, sont liés à cette plus grande scolarisation. Ainsi, les dépenses d'enseignement supérieur tiennent une grande place dans le budget global de l'État. S'il y a des gains sociaux par l'éducation qui justifient le financement de l'enseignement supérieur, il existe aussi un rendement privé qui offre une certaine contrepartie au financement gouvernemental. Ajoutons que la structure du marché du travail est en constant mouvement et que, ces dernières décennies, ce mouvement s'est infléchi en faveur des travailleurs qualifiés. Le système éducatif doit donc s'adapter à l'évolution des exigences des employeurs.

Il est vrai que, au Canada, les gouvernements fédéral et provinciaux reconnaissent les avantages d'une main-d'œuvre hautement qualifiée, mais l'accession aux études supérieures a pu être freinée dans la décennie 1990 lorsque les frais de scolarité ont largement augmenté dans l'ensemble du pays (sauf en Colombie-Britannique et au Québec). Corak et coll. (2003) signalent que les frais moyens de scolarité des étudiants du premier cycle en arts ont presque doublé de 1990-1991 à l'an 2000 (exprimés en dollars de 2001, ces frais moyens sont passés de 1 866 \$ en 1990-1991 à 3 456 \$ en 2000). On note des hausses du même ordre dans toutes les disciplines du premier cycle (voir Frenette, 2005). Statistique Canada (2001) a également décrit l'incapacité des parents à épargner pour les études de leurs enfants. Tel est tout particulièrement le cas dans les ménages à faible revenu. Moins de 20 % des ménages dont le revenu était de moins de 30 000 \$ économisaient pour les études postsecondaires de leurs enfants comparativement à 67 % environ pour les ménages à fort revenu (plus de 80 000 \$). Pendant la même période, les niveaux d'emprunt et d'endettement des étudiants se sont élevés (voir Finnie, 2002) en partie à cause des changements subis par les programmes d'aide aux étudiants.

Ces 10 à 15 dernières années, l'augmentation des frais de scolarité a poussé les candidats à l'université à envisager les études postsecondaires hors de l'université, c'est-à-dire là où les frais sont généralement moins élevés. Comme le notent Boothby et Drewes (2006), environ les deux tiers des scolarisés du palier postsecondaire ont fait des études non universitaires (dans les collèges communautaires, les écoles de métiers et autres établissements de formation professionnelle). Le secteur postsecondaire non universitaire tient une grande place au palier postsecondaire au Canada. Cette constatation pourrait valoir tout particulièrement pour le Québec avec son réseau de cégeps. Dans les autres provinces, les collèges communautaires et les écoles de métiers assurent la formation de nombreux étudiants après l'école secondaire. Ainsi, le palier postsecondaire est très diversifié au pays et cette hétérogénéité des programmes doit entrer en ligne de compte lorsqu'on étudie comment les premiers résultats sur le marché du travail varient selon qu'on ait fait ou non des études postsecondaires.

Notre propos sera principalement de livrer une analyse descriptive des premiers résultats sur le marché du travail et de démontrer comment ceux-ci varient selon le niveau de scolarisation. L'analyse empirique fera appel avant tout à des régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO), d'où la possibilité d'écarter certaines des difficultés d'ordre méthodologique d'une estimation de la rétribution de l'éducation. Ainsi, les résultats que nous présentons ne sauraient être interprétés comme une estimation des effets causaux de la scolarisation postsecondaire, mais plutôt comme la description de sa corrélation avec différents résultats sur le marché du travail comme le salaire et le chômage. Cependant, les spécifications de régression comporteront tout un jeu de caractéristiques observables, ce qui pourra réduire les problèmes statistiques que pose un traitement MCO. Pour estimer la rétribution de la poursuite des études, nous utiliserons les données des trois premiers cycles de la cohorte plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET). Il s'agit des reprises de 2000, 2002 et 2004 où étaient visés des gens âgés de 18 à 20 ans en décembre 1999. Un autre objectif de l'étude est d'analyser la correspondance entre la structure professionnelle et les compétences acquises dans leurs études par les diplômés du palier postsecondaire. Cela permettra de jauger le succès avec lequel le système éducatif permet l'acquisition des compétences exigées sur le marché du travail.

Dans l'ensemble, les résultats semblent indiquer que, en menant à bien un programme du palier postsecondaire, on améliore ses résultats sur le marché du travail. Chez les femmes, les résultats des régressions salariales font voir qu'il y a un avantage salarial significatif à l'obtention du diplôme dans de tels programmes. De plus, le salaire moyen est plus élevé chez les diplômées des programmes postsecondaires longs que chez celles des programmes courts. On relève des différences régionales, les meilleurs résultats étant observés dans l'Ouest canadien (pour un baccalauréat ou plus) et les pires, dans la région de l'Atlantique. Chez les hommes, les effets de la scolarisation sur le salaire sont généralement plus faibles que chez les femmes. Les résultats indiquent en outre que l'éducation est en rapport inverse avec les probabilités de chômage et, pour les femmes, d'inactivité (ne pas avoir d'emploi et ne pas chercher de travail). Mentionnons enfin qu'une majorité de diplômés du palier postsecondaire paraissent trouver à s'employer dans des professions correspondant à leur principal domaine d'études. Toutefois, les probabilités en question sont moindres immédiatement après l'obtention du diplôme, mais elles s'accroissent ensuite avec le temps, indice que de nombreux diplômés récents traversent une période de transition où ils prennent des emplois qui peuvent ne pas correspondre au domaine choisi dans leurs études.

Voici comment s'organise le reste de cet exposé : à la prochaine section, nous recensons brièvement les études qui existent; la section qui suit décrit les données (il s'agit de décrire non seulement les échantillons, mais aussi les variables définies et la répartition de la scolarisation au Canada); à la section 4, nous livrons et examinons les résultats des estimations; à la section 5 enfin, nous concluons le rapport.

2. Recension des études spécialisées

Au cours des trois dernières décennies, on s'est largement efforcé d'établir le rendement économique de la scolarisation [voir Card (1999) pour un relevé récent des résultats et Heckman et coll. (2005) pour une évaluation critique des études consacrées à la rétribution de l'éducation]. On a dit que le rendement marginal moyen se situait quelque part entre 5 % et 10 % selon les pays et les méthodes employées. Ce rendement n'est autre que l'effet moyen sur le salaire lorsque la scolarisation s'accroît d'une unité (une année d'études généralement). Les estimations du rendement marginal moyen nous donnent une certaine idée du lien entre la productivité et la scolarisation, mais elles laissent dans l'ombre des aspects peut-être importants de ce rapport. Il est probable, par exemple, que le rendement économique varie selon l'accumulation d'études. La plupart des systèmes éducatifs s'articulent autour d'un nombre défini de diplômes (études secondaires, études universitaires, etc.). Il est donc improbable que le rendement marginal d'une 10^e année d'études (à l'école secondaire) soit le même que pour une 12^e année (obtention du diplôme d'études secondaires).

En mettant l'accent sur la façon dont la rétribution de la scolarisation varie selon l'accumulation d'études, Belzil et Hansen (2002) décrivent le rendement de l'éducation par année d'études et se servent à cette fin d'un modèle structurel où le choix de la durée des études est endogène. Les résultats qu'ils obtiennent indiquent que le rendement marginal dépend étroitement de cette durée. Le rendement marginal des années de collège ou d'université est nettement supérieur à celui des années d'école secondaire. Belzil et Hansen (2002) démontrent aussi que, dans ce cadre, la rétribution moyenne de l'éducation est inférieure à celle que dégagent généralement les modèles à forme réduite. La raison de cette différence est que l'hypothèse d'un rendement marginal constant des divers niveaux de scolarisation qui est posée dans la plupart des études à forme réduite ne se trouve nullement confirmée par les données.

Parmi ces études à modélisation réduite, un certain nombre ont porté sur la rétribution des différentes formes d'éducation postsecondaire. Boothby et Drewes (2006) ont constaté que, bien que la différence salariale entre les diplômés du palier secondaire et ceux du niveau postsecondaire non universitaire (collèges communautaires, écoles de métiers et autres établissements de formation professionnelle) soit significative et en hausse de 1980 à 1995, elle le cède nettement à l'écart de gains entre ces mêmes diplômés du secondaire et les diplômés d'université (baccalauréat). Il reste que, comme les études universitaires coûtent plus cher que les études postsecondaires non universitaires, la différence de salaire surestime quelque peu la différence de rendement (taux de rendement interne) entre les niveaux de scolarisation.

Hansen (2006) s'est servi des données de trois recensements canadiens récents (1991, 1996 et 2001) pour analyser les différences salariales entre diplômés d'école secondaire et diplômés d'université. Les différences salariales étaient représentées par le taux de rendement interne entre les diplômés de l'école secondaire et ceux de l'université. Dans une agrégation à l'échelle des disciplines et des régions, les résultats font voir un rendement significatif avec une hausse modeste de 9 % à 11 % de 1991 à 2001. Hansen a également constaté, à l'aide des données de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END), que l'écart salarial entre les diplômés d'école de métiers ou de collège et les diplômés d'université a diminué dans les années 1990 et que le rendement d'un grade universitaire était en variation significative selon les disciplines.

Burbidge et coll. (2003) présentent des estimations de différence salariale entre les diplômés universitaires et non universitaires au Canada de 1981 à 2000. Leurs données semblent indiquer que l'avantage salarial de la scolarisation universitaire a décliné tant pour les hommes que pour les femmes dans les années 1990. Selon ces auteurs, il y aurait aussi un rendement (rapport salarial entre diplômés universitaires et diplômés non universitaires) plus élevé chez les femmes que chez les hommes. En 2000, ce rapport est approximativement de 150 chez les femmes et de 135 chez les hommes.

Ferrer et Riddell (2002) ont utilisé les données du Recensement de 1996 pour estimer la rétribution de l'obtention de différents diplômes. Dans leurs spécifications, ils reconnaissent qu'il peut y avoir des hausses salariales liées à l'augmentation du nombre d'années de scolarité et à l'obtention d'un diplôme. Leurs résultats font voir des différences significatives de gains entre les diplômés et les décrocheurs du palier secondaire, les différences variant de 12 % à 16 %. La différence salariale entre les diplômés d'école secondaire et les diplômés d'université est également significative et même plus élevée (valeurs variant de 36 % à 47 %).

Vaillancourt (1995) estime les taux de rendement internes de divers niveaux de scolarité en se reportant aux données du Recensement de 1986. Ce qu'il estime comme rendement des études universitaires (baccalauréat) par rapport aux études secondaires est de 8,3 % pour les hommes et de 18,8 % pour les femmes. Cet auteur décrit aussi des taux de rendement internes par domaine d'études pour ainsi découvrir d'importantes variations entre les disciplines et un rendement élevé pour le commerce, les sciences, le génie et la santé.

Enfin, Lemieux (2006) montre que la rétribution de l'éducation postsecondaire a considérablement augmenté aux États-Unis de 1973 à 2005. Il indique aussi que ce meilleur rendement de la poursuite des études est la principale explication de l'accentuation des inégalités salariales au cours de cette période. On a l'impression que la demande de main-d'œuvre hautement qualifiée a largement augmenté pendant la période, alors que la demande qui s'attache aux autres types de compétences a très peu changé.

Pour résumer, disons qu'un certain nombre d'études attachent un avantage salarial significatif à la scolarisation. Ce gain salarial s'accroîtrait pour les études plus avancées et le diplôme d'études secondaires serait moins avantageux sur le plan salarial que le diplôme d'un programme postsecondaire. Enfin, les études spécialisées nous disent que le rendement de l'éducation postsecondaire est en hausse depuis 20 ans.

Il est clair que la plupart des études spécialisées ont mis l'accent sur le lien entre l'éducation et le salaire, mais on devrait regarder les effets de la scolarisation sous d'autres angles encore. On a beaucoup étudié l'incidence de la scolarisation sur le salaire horaire, mais on s'est moins intéressé à l'incidence sur les taux d'emploi. Un aspect important des études pourrait en effet être qu'elles réduisent les probabilités de chômage (ne pas avoir d'emploi) et augmentent donc le revenu de carrière malgré un effet relativement modeste sur le salaire horaire. Le modèle fondamental du capital humain prédit qu'on poursuivra les études seulement si on pense que, ce faisant, on augmente le revenu de carrière prévu (et actualisé). Pour évaluer la rétribution de l'éducation, les chercheurs ne devraient donc pas se borner à examiner le salaire, mais devraient aussi s'attacher aux effets sur les tendances de l'emploi. Ainsi, Hansen (2006) a constaté que les probabilités de chômage étaient significativement moindres chez les diplômés d'université de sexe masculin que chez les diplômés d'école de métiers ou de collège dans les années 1990.

3. Données

3.1 Description des échantillons et définition des variables

Les données utilisées dans la présente étude viennent des trois premiers cycles de la cohorte plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), laquelle renseigne en détail sur les activités liées à l'éducation, ainsi que sur les résultats qu'elles produisent sur le marché du travail (salaire, emploi, profession, industrie, etc.). Les enquêtés de l'EJET ont été interrogés tous les deux ans, l'entrevue initiale ayant été effectuée par Statistique Canada entre janvier et avril 2000¹. Dans cette première enquête, la population cible dans la cohorte plus ancienne était composée de jeunes gens ayant de 18 à 20 ans en 2000. Shaiens et coll. (2006) indiquent que, en décembre 2003, 32 % étaient aux études (la vaste majorité au palier postsecondaire), que 45 % travaillaient à plein temps (plus de 30 heures par semaine) et 9 % à temps partiel et que 14 % n'étaient ni aux études ni au travail. Il est donc nécessaire que toute analyse fondée sur l'EJET des résultats sur le marché du travail reconnaisse le fait que de nombreux répondants soient toujours aux études et que les intéressés puissent ne pas être sélectionnés au hasard dans cette jeune population. Faire fi de cette nécessité, c'est risquer de largement biaiser les résultats.

La présente étude analyse les informations extraites des trois reprises de l'enquête. Plus précisément, les données sur la moyenne des notes au palier secondaire, sur la présence du père et de la mère biologiques pendant la majeure partie des études secondaires, sur le niveau de scolarité et la profession des parents et sur les capacités scolaires autoévaluées (écriture, lecture et solution de problèmes mathématiques) viennent de l'enquête initiale. Les données sur le principal domaine d'études des diplômés du palier postsecondaire proviennent, elles, des deuxième et troisième versions. Enfin, l'information sur la scolarité acquise et les résultats sur le marché du travail (salaire, chômage, profession, etc.) est issue de la plus récente enquête. Dans notre étude, les résultats sur le marché du travail sont généralement mesurés en décembre 2003, c'est-à-dire à la date la plus récente de disponibilité des données. On trouvera plus loin d'autres détails sur l'élaboration des variables employées. Vu les différences régionales tant de système éducatif que de caractéristiques du marché du travail, il y aura généralement une analyse distincte pour les quatre régions suivantes : région de l'Atlantique (Terre-Neuve-et-Labrador, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard et Nouveau-Brunswick), Québec, Ontario et Ouest canadien (Manitoba, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique)². De plus, tous les résultats sont livrés séparément pour les hommes et les femmes. Enfin, nous nous sommes reportés dans tout notre exposé aux valeurs de pondération d'échantillon fournies par Statistique Canada.

¹ L'EJET a été menée par Statistique Canada avec le concours et l'appui de Ressources humaines et développement social Canada.

² Les règles relatives à la divulgation empêchent toute analyse au niveau provincial pour cet échantillon. Il est question de la région de résidence du répondant au moment de l'interview la plus récente (cycle 3).

3.2 Niveau de scolarité

En ce qui concerne le niveau de scolarité, le tableau 1 indique le plus haut certificat, diplôme ou grade atteint ou obtenu par le répondant en décembre 2003. La partie supérieure de ce tableau porte sur les hommes et la partie inférieure, sur les femmes. Commençons par les hommes qui, dans une proportion de 26 % à 37 %, ne se trouvaient à cette date à aucun niveau postsecondaire. La proportion était la plus forte dans l'Ouest canadien (36,8 %) et la plus faible en Ontario (26,3 %); la région de l'Atlantique et la province de Québec approchaient l'une et l'autre des 30 %. Sur le nombre de répondants n'ayant pas atteint le palier postsecondaire, le tiers environ n'avaient pas terminé leurs études secondaires (ce que nous appelons les décrocheurs du secondaire à ce même tableau) dans toutes les régions sauf au Québec. Dans cette province, plus de la moitié (56 %) des répondants sans études postsecondaires n'avaient pas terminé leurs études secondaires, ce qui indiquerait un taux de décrochage du palier secondaire considérablement plus élevé chez les hommes au Québec que dans le reste du Canada.

Environ 12 % des répondants dans toutes les régions avaient entrepris des études postsecondaires, mais s'étaient arrêtés avant d'obtenir un certificat, un diplôme ou un grade (ce que nous appelons les décrocheurs du palier postsecondaire au tableau). Environ 30 % des répondants suivaient un programme postsecondaire en décembre 2003³. Le taux de fréquentation était le plus haut en Ontario (33,6 %) et le plus bas dans la région de l'Atlantique et l'Ouest canadien (28,3 %). Que le taux de fréquentation soit plus élevé en Ontario que dans la région de l'Atlantique et dans l'Ouest canadien peut être en partie dû à ce que, normalement, les études secondaires se terminent après la 13^e année en Ontario et après la 12^e année dans les provinces de ces deux régions⁴.

Dans le cas des diplômés du palier postsecondaire, les données du tableau 1 (et celles de toute notre étude) font la distinction entre les études postsecondaires universitaires et non universitaires. Les diplômés d'université sont les titulaires d'un baccalauréat, d'un premier grade professionnel ou d'un diplôme ou grade des deuxième et troisième cycles (maîtrise et doctorat). Les diplômés du niveau postsecondaire non universitaire ont fréquenté un programme de formation professionnelle, un institut de formation ou un centre d'enseignement commercial privé, un programme d'apprentissage ou un collège ou cégep. Les taux d'obtention d'un diplôme postsecondaire varient de 23,6 % (Ouest canadien) à 29,4 % (région de l'Atlantique).

³ Les répondants qui avaient réussi à un premier programme postsecondaire et en fréquentaient un autre en décembre 2003 ont été codés comme « poursuivants » au palier postsecondaire.

⁴ Depuis septembre 2003 toutefois, les élèves ontariens reçoivent leur diplôme d'études secondaires après la 12^e année.

Tableau 1
Niveau de scolarité selon le sexe et la région

Situation – éducation postsecondaire (EPS)	Région				Ensemble des régions
	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	
	Hommes				
Aucune EPS	0,299	0,294	0,263	0,368	0,306
Sortant – école secondaire	0,101	0,167	0,080	0,138	0,121
Sortant – EPS	0,123	0,128	0,138	0,114	0,127
Poursuivant – EPS	0,283	0,305	0,336	0,283	0,308
Diplômé – EPS	0,294	0,273	0,263	0,236	0,259
Études universitaires	0,077	0,052	0,097	0,077	0,078
Études non universitaires	0,217	0,221	0,166	0,159	0,181
	Femmes				
Aucune EPS	0,175	0,178	0,168	0,266	0,201
Sortant – école secondaire	0,043	0,087	0,063	0,072	0,070
Sortant – EPS	0,135	0,116	0,107	0,105	0,111
Poursuivant – EPS	0,299	0,373	0,389	0,303	0,352
Diplômé – EPS	0,391	0,333	0,336	0,326	0,336
Études universitaires	0,161	0,096	0,120	0,133	0,121
Études non universitaires	0,230	0,237	0,216	0,193	0,215
Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.					
Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la situation générale sur le plan des études postsecondaires et au plus haut certificat, diplôme ou grade obtenu en décembre 2003. Les poursuivants de l'école secondaire sont les répondants qui n'avaient pas obtenu le diplôme d'études secondaires ou l'équivalent à cette date. Les sortants EPS sont les répondants qui avaient fréquenté le palier postsecondaire avant décembre 2003, mais qui avaient quitté avant le diplôme. Les poursuivants EPS sont les répondants inscrits à un programme postsecondaire en décembre 2003. Enfin, les diplômés d'université (études postsecondaires universitaires) sont les diplômés d'un programme postsecondaire au niveau du baccalauréat ou aux niveaux supérieurs; les diplômés d'un programme postsecondaire non universitaire sont les diplômés des collèges ou des cégeps, des programmes d'apprentissage ou d'autres programmes postsecondaires.					

Les données de la partie inférieure du tableau semblent indiquer que la population féminine est plus scolarisée que la population masculine. Les taux de décrochage du palier secondaire sont bien moindres chez les femmes; ils sont en fait de la moitié environ de ceux des hommes dans la plupart des régions. Les taux féminins de décrochage et de fréquentation du palier postsecondaire sont semblables à ceux des hommes, mais les taux d'obtention d'un diplôme de ce palier sont bien plus élevés chez les femmes. Là encore, la région de l'Atlantique présente le plus haut taux d'obtention d'un diplôme.

3.3 Différences entre les diplômés respectifs des paliers postsecondaire et secondaire

Le tableau 2 dresse le profil des étudiants du palier postsecondaire au Canada en soulignant les différences pour certaines caractéristiques choisies entre ces diplômés et ceux du palier secondaire⁵. La différence entre hommes et femmes parmi les diplômés du palier postsecondaire ressort une fois de plus, les hommes prédominant dans le cas des études secondaires et les femmes, dans celui des études postsecondaires. Il n'y a que peu de différences régionales pour cet écart entre les sexes. La variable de la famille nucléaire prend la valeur de un si le répondant vivait avec son père et sa mère biologiques à la fois pendant la majeure partie de ses études secondaires. On a jugé dans des études antérieures que c'était là un facteur important de fréquentation scolaire (voir, par exemple, Belzil et Hansen, 2002 et 2006). Il semblerait toutefois, à en juger par le tableau 2, que la présence du père et de la mère biologiques à la fois pendant les études secondaires n'est pas un grand déterminant de l'obtention d'un diplôme d'études postsecondaires, puisque les différences entre les diplômés du palier secondaire et du palier postsecondaire sont ténues à l'échelle des régions. Les différences relevées de niveau de scolarité des parents, père et mère, peuvent également expliquer qu'on choisisse ou non de se mettre en quête d'un diplôme du palier postsecondaire. Des études antérieures ont décrit des liens significatifs de corrélation intergénérationnelle de la scolarisation tant au Canada qu'à l'étranger. On peut voir de tels liens au tableau 2 pour toutes les régions, bien qu'ils soient quelque peu faibles sauf en Ontario. Le peu de corrélation entre le niveau de scolarité des parents et celui des répondants au tableau 2 pourrait en partie tenir à ce que les décrocheurs de l'école secondaire aient été retirés de l'échantillon et que les répondants inscrits au palier postsecondaire mais n'ayant pas encore reçu de diplôme soient inclus dans la catégorie des diplômés du palier secondaire.

⁵ Les décrocheurs de l'école secondaire ont été retirés de l'échantillon ayant servi à élaborer le tableau 2.

Tableau 2
Différences pour certaines caractéristiques entre les diplômés du palier secondaire et ceux du palier postsecondaire par région

	Atlantique		Québec		Ontario		Ouest		Ensemble des régions	
	ES	EPS	ES	EPS	ES	EPS	ES	EPS	ES	PSE
Homme	0,55	0,44	0,52	0,47	0,53	0,44	0,55	0,42	0,54	0,44
Famille nucléaire	0,86	0,93	0,92	0,96	0,89	0,90	0,86	0,89	0,88	0,91
Scolarité de la mère										
Moins que les études secondaires	0,19	0,17	0,21	0,16	0,12	0,13	0,13	0,10	0,15	0,13
Études secondaires	0,43	0,35	0,37	0,32	0,37	0,36	0,42	0,36	0,39	0,35
Plus que les études secondaires	0,38	0,48	0,42	0,53	0,50	0,51	0,45	0,53	0,46	0,52
Scolarité du père										
Moins que les études secondaires	0,25	0,25	0,26	0,22	0,15	0,15	0,20	0,17	0,19	0,18
Études secondaires	0,34	0,32	0,24	0,22	0,28	0,29	0,32	0,26	0,29	0,27
Plus que les études secondaires	0,41	0,43	0,50	0,56	0,56	0,56	0,49	0,57	0,52	0,55
Moyenne des notes à l'école secondaire										
80 % et plus	0,37	0,48	0,31	0,49	0,38	0,47	0,32	0,49	0,35	0,48
Moins de 80 %	0,63	0,52	0,69	0,51	0,62	0,53	0,68	0,51	0,65	0,52

Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 1 (enquête initiale).

Note : La moyenne des notes à l'école secondaire est la moyenne autodéclarée pour la dernière année des études secondaires. L'échantillon se limite à ceux qui ont obtenu le diplôme d'études secondaires ou un diplôme du palier postsecondaire (les décrocheurs de l'école secondaire ont été retranchés).

Les dernières données du tableau 2 illustrent le rapport à établir entre la moyenne des notes au palier secondaire et la situation au palier postsecondaire. Comme prévu, les élèves ayant une note moyenne de plus de 80 % à l'école secondaire ont bien plus de chances d'obtenir un diplôme au palier postsecondaire.

3.4 Principal domaine d'études des diplômés du palier postsecondaire

Comme nous l'avons indiqué, les programmes postsecondaires sont hétérogènes au Canada; on peut quelque peu juger de cette hétérogénéité au tableau 3 qui présente les principaux domaines d'études séparément pour les hommes et les femmes ainsi que par région⁶. Les données indiquent des différences appréciables entre hommes et femmes. Ainsi, les femmes sont plus concentrées dans les sciences humaines ou sociales et l'administration des affaires, alors que les hommes se retrouvent surtout en mathématiques et en génie. Cette différenciation scolaire des sexes est relativement constante dans les régions et a aussi été observée ailleurs (voir, par exemple, Drewes, 2006, et Hansen, 2006).

⁶ Dans cet échantillon, les règles de divulgation de Statistique Canada interdisent une description plus fine des principaux domaines d'études.

Tableau 3

Principal domaine d'études des diplômés du palier postsecondaire selon le sexe et la région

	Atlantique		Québec		Ontario		Ouest		Ensemble des régions	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Arts-technologie des communications	0,036	0,024	0,069	0,105	0,102	0,088	0,035	0,039	0,068	0,072
Sciences humaines-sciences sociales-éducation	0,086	0,234	0,111	0,283	0,137	0,298	0,140	0,272	0,128	0,281
Affaires	0,094	0,337	0,165	0,275	0,138	0,233	0,137	0,201	0,140	0,242
Sciences physiques et biologiques-technologie	0,039	0,058	0,035	0,048	0,017	0,029	0,041	0,085	0,030	0,053
Mathématiques-génie-agronomie	0,616	0,133	0,511	0,104	0,393	0,061	0,538	0,109	0,483	0,091
Santé	0,009	0,129	0,041	0,122	0,072	0,180	0,049	0,224	0,053	0,175
Services personnels-transports	0,095	0,056	0,048	0,037	0,096	0,094	0,043	0,056	0,069	0,067
Autres	0,025	0,030	0,020	0,025	0,044	0,017	0,018	0,013	0,029	0,019

Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.

Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives au premier domaine principal d'études ou de spécialisation du répondant. L'échantillon se limite aux répondants ayant obtenu un diplôme d'un programme postsecondaire acceptable en décembre 2003. Nous avons retranché les répondants ayant achevé ou fréquenté l'école postsecondaire avant janvier 2000, leurs domaines d'études étant impossibles à établir.

3.5 Profession et scolarisation postsecondaire

À l'aide de données sur l'emploi le plus récent entre janvier 2002 et décembre 2003, le tableau 4 décrit la répartition des professions selon la situation au palier postsecondaire. Pour ménager une période de transition entre l'école et le travail pour les diplômés de ce palier, on a retiré de l'échantillon du tableau 4 les répondants qui ont fréquenté un programme postsecondaire après décembre 2001. Les professions ont été regroupées en cinq catégories : gestion-affaires; sciences naturelles-santé; sciences sociales-éducation-administration publique-arts; vente-services; métiers-production primaire-transformation. Bien que ces catégories soient très générales, les trois premières peuvent sans doute être considérées comme comprenant la plupart des professions de haute qualification et les deux dernières comme comportant principalement des professions de faible qualification⁷. On constate que, sans que le phénomène varie outre mesure selon les régions, les diplômés du palier postsecondaire sont moins susceptibles de travailler dans la catégorie vente-services ou métiers-production primaire-transformation.

⁷ Il existe, bien sûr, un certain nombre d'exceptions. Ainsi, un grand nombre d'ingénieurs entreraient dans la dernière catégorie « métiers-production primaire-transformation ».

Tableau 4
Profession de l'emploi le plus récent selon la situation EPS et la région

	Atlantique		Québec		Ontario		Ouest		Ensemble des régions	
	Sans EPS	EPS	Sans EPS	EPS	Sans EPS	EPS	Sans EPS	EPS	Sans EPS	EPS
Gestion-affaires	0,140	0,271	0,122	0,189	0,187	0,234	0,148	0,196	0,154	0,213
Sciences naturelles-santé	0,048	0,152	0,071	0,196	0,045	0,142	0,058	0,189	0,056	0,173
Sciences sociales-éducation-administration publique-arts	0,036	0,051	0,036	0,132	0,051	0,117	0,043	0,083	0,043	0,105
Vente-services	0,394	0,326	0,352	0,215	0,355	0,377	0,367	0,316	0,361	0,305
Métiers-production primaire-transformation	0,382	0,201	0,419	0,267	0,363	0,131	0,385	0,216	0,385	0,204

Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.

Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la profession de rattachement de l'emploi le plus récent occupé par le répondant entre janvier 2002 et décembre 2003. L'échantillon se limite aux enquêtés ayant eu au moins un emploi entre ces deux mois. Nous avons retranché les répondants ayant obtenu un diplôme du palier postsecondaire après décembre 2001.

3.6 Principal domaine d'études et choix professionnels

Dans une analyse du rapport entre le principal domaine d'études et les choix professionnels des diplômés du palier postsecondaire, les tableaux 5a et 5b présentent une répartition professionnelle par grand domaine d'études tant pour les hommes que pour les femmes. Dans le cas des hommes dont le principal domaine d'études était les sciences sociales ou humaines, 32,6 % des intéressés exerçaient des professions relevant des sciences sociales ou des arts et qui correspondent sans doute bien au grand domaine des sciences humaines et sociales. Presque autant cependant travaillaient dans la vente (31,2 %) et en gestion-affaires (20 %). Comme prévu, la proportion dans ce cas est plus élevée pour les répondants ayant les affaires pour principal domaine d'études (39,8 %). Il y avait aussi une forte proportion des intéressés dans le secteur de la vente (29,7 %). Les répondants dont le principal domaine d'études était les mathématiques-génie-agriculture ou la santé travaillaient surtout dans les disciplines des sciences naturelles ou les professions de la santé (environ 40 %). Dans le premier de ces groupes, presque autant (38 %) appartenaient à la catégorie métiers-production primaire-transformation.

Chez les femmes, des tendances analogues s'observent, bien que la correspondance entre le principal domaine d'études et la profession paraisse encore plus étroite. Ainsi, 57 % des répondantes dont le principal domaine d'études était les affaires travaillaient dans la catégorie gestion-affaires. Dans l'ensemble, le domaine principal d'études et la profession sont assez largement en correspondance chez les répondants de cet échantillon.

Tableau 5a
Principal domaine d'études et profession chez les diplômés de sexe masculin du palier postsecondaire

Principal domaine d'études	Profession					Métiers-production primaire- transformation
	Gestion-affaires	Sciences naturelles-santé	Sciences sociales-arts	Vente		
Sciences humaines-sciences sociales-éducation	0,200	0,041	0,326	0,312	0,122	
Affaires	0,398	0,073	0,118	0,297	0,115	
Sciences physiques et biologiques- technologie	0,081	0,319	0,243	0,226	0,132	
Mathématiques-génie-agronomie	0,050	0,381	0,054	0,134	0,380	
Santé	0,039	0,414	0,232	0,169	0,145	
Services personnels-transports	0,089	0,060	0,055	0,586	0,211	
Autres	0,195	0,171	0,164	0,271	0,199	

Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.

Note : Voir les notes des tableaux 3 et 4.

Tableau 5b
Principal domaine d'études et profession chez les diplômés de sexe féminin du palier postsecondaire

Principal domaine d'études	Profession					Métiers-production primaire- transformation
	Gestion-affaires	Sciences naturelles-santé	Sciences sociales-arts	Vente		
Sciences humaines-sciences sociales-éducation	0,210	0,028	0,366	0,374	0,022	
Affaires	0,566	0,026	0,121	0,279	0,009	
Sciences physiques et biologiques- technologie	0,098	0,261	0,231	0,306	0,103	
Mathématiques-génie-agronomie	0,187	0,260	0,128	0,306	0,120	
Santé	0,120	0,515	0,114	0,232	0,020	
Services personnels-transports	0,234	0,062	0,132	0,513	0,059	
Autres	0,195	0,171	0,164	0,271	0,199	

Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.

Note : Voir les notes des tableaux 3 et 4.

3.7 Situation sur le marché du travail et niveau de scolarité

Les données du tableau 6 indiquent la proportion des répondants de l'échantillon qui étaient occupés (avaient un emploi) ou chômeurs (cherchaient du travail) ou n'étaient ni occupés ni chômeurs en décembre 2003. Dans cet échantillon, les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants sont exclus. Ainsi, la catégorie des inactifs comprend des gens qui ne sont ni occupés ni chômeurs. Pour illustrer l'effet de la scolarisation sur la situation sur le marché du travail, nous présentons les proportions de chaque catégorie pour quatre niveaux de scolarité, à savoir les décrocheurs du palier secondaire, les diplômés de ce palier sans poursuite des études, les diplômés du niveau postsecondaire non universitaire et les diplômés d'université. Les proportions des hommes figurent dans la première colonne et les proportions des femmes, dans la seconde.

Tableau 6		
Situation sur le marché du travail selon le niveau de scolarité		
	Hommes	Femmes
Études secondaires incomplètes		
Occupés	0,836	0,629
Chômeurs	0,095	0,063
Inactifs	0,069	0,307
Études secondaires seulement		
Occupés	0,856	0,816
Chômeurs	0,067	0,051
Inactifs	0,077	0,133
Études postsecondaires non universitaires		
Occupés	0,898	0,879
Chômeurs	0,056	0,041
Inactifs	0,047	0,080
Études postsecondaires universitaires		
Occupés	0,835	0,861
Chômeurs	0,093	0,062
Inactifs	0,071	0,077
Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3. Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la situation sur le marché du travail et au plus haut niveau de scolarité atteint ou obtenu (diplôme) en décembre 2003. Nous avons retranché les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants de l'échantillon. La catégorie « inactivité » se définit comme un état résiduel pour tous les répondants qui n'étaient ni occupés ni chômeurs en décembre 2003.		

Parmi les décrocheurs de l'école secondaire, 83,6 % avaient un emploi chez les hommes et 62,9 % seulement, chez les femmes. Les proportions de chômeurs étaient respectivement de 9,5 % et 6,3 % chez les hommes et les femmes. Enfin, la proportion de décrocheurs du palier secondaire classés comme inactifs était respectivement de 6,9 % chez les premiers et de 30,7 % chez les secondes. L'importance d'achever les études secondaires est illustrée dans l'autre partie du tableau où figurent les résultats des diplômés de l'école secondaire sans poursuite des études. Bien que, chez les hommes, le taux d'emploi soit semblable à celui des décrocheurs du palier secondaire, tel n'est pas le cas chez les femmes où ce même taux d'emploi est de 81,6 % chez les diplômées d'école secondaire, valeur proche de celle des hommes. Précisons aussi que, tant chez les hommes que chez les femmes, le taux de chômage est moins élevé et que la proportion de femmes classées comme inactives est bien plus basse (13,3 %).

Le taux d'emploi est encore plus élevé tant chez les hommes que chez les femmes ayant fait des études postsecondaires non universitaires et, là encore, la différence est peu marquée entre les deux sexes. Et le taux de chômage et le taux d'inactivité sont inférieurs à ceux de la catégorie « études secondaires seulement ». Enfin, parmi les gens ayant fait des études postsecondaires universitaires, le taux d'emploi chez les hommes est le plus bas de tous les niveaux de scolarité, même par rapport aux décrocheurs de l'école secondaire. En fait, et le taux d'emploi et le taux de chômage des hommes sont des plus convergents pour les études universitaires et les études secondaires incomplètes. Chez les femmes, le taux d'emploi est légèrement plus bas pour les études universitaires que pour les études postsecondaires non universitaires et le taux de chômage est supérieur. Toutefois, le taux d'inactivité est bas à 7,7 %, le cédant largement à celui des décrocheuses du palier secondaire. Pour expliquer le taux de chômage relativement élevé des diplômés d'université, il y a peut-être le fait que les membres du jeune échantillon n'aient guère eu le temps de s'établir sur le marché du travail après les études. Les chiffres du tableau 6 ne tiennent pas compte des différences de temps écoulé après les dernières études, ce qui pourrait nettement influencer sur la proportion de personnes occupées pour toute catégorie de scolarisation.

Tableau 7						
Situation sur le marché du travail après les études						
Temps écoulé depuis les dernières études (mois)	Femmes			Hommes		
	Emploi	Chômage	Inactivité	Emploi	Chômage	Inactivité
	Études secondaires incomplètes					
1	0,654	0,104	0,242	0,651	0,108	0,241
3	0,708	0,105	0,187	0,667	0,101	0,231
6	0,679	0,130	0,192	0,687	0,102	0,211
12	0,721	0,102	0,178	0,764	0,047	0,189
24	0,721	0,077	0,202	0,769	0,062	0,170
	Études secondaires seulement					
1	0,746	0,106	0,148	0,739	0,104	0,157
3	0,759	0,118	0,123	0,785	0,090	0,125
6	0,799	0,078	0,122	0,813	0,072	0,115
12	0,799	0,096	0,106	0,836	0,064	0,099
24	0,844	0,069	0,087	0,823	0,065	0,111
	Études postsecondaires non universitaires					
1	0,807	0,080	0,113	0,808	0,060	0,132
3	0,850	0,062	0,089	0,853	0,053	0,094
6	0,877	0,055	0,068	0,863	0,047	0,090
12	0,887	0,033	0,080	0,901	0,033	0,066
24	0,877	0,051	0,072	0,909	0,031	0,060
	Études postsecondaires universitaires					
1	0,757	0,111	0,132	0,654	0,151	0,195
3	0,827	0,098	0,075	0,746	0,101	0,153
6	0,859	0,069	0,071	0,834	0,086	0,080
12	0,903	0,061	0,036	0,911	0,040	0,049
24	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycles 1 à 3.						
Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la situation sur le marché du travail et au plus haut niveau de scolarité atteint ou obtenu (diplôme) de janvier 1999 à décembre 2003. La catégorie « inactivité » se définit comme un état résiduel pour tous les répondants qui n'étaient ni occupés ni chômeurs.						

Il reste que le caractère longitudinal de l'EJET se prête à une analyse détaillée du passage de l'école au travail. Au tableau 7, nous présentons la proportion d'anciens élèves occupés, chômeurs ou inactifs en fonction du temps écoulé depuis les dernières études. Les données de ce tableau indiquent clairement le rapport entre le niveau de scolarité et le succès qui peut suivre sur le marché du travail. Le taux d'emploi est généralement supérieur chez les plus scolarisés et le taux de chômage est inférieur. Ainsi, un mois après avoir quitté l'école, 65,4 % des femmes ayant décroché de l'école secondaire avaient un emploi contre 80,7 % des diplômées de programmes postsecondaires non universitaires. On peut relever des chiffres semblables pour les hommes : 65,1 % des décrocheurs du palier secondaire avaient un emploi comparativement à 80,8 % des diplômés du niveau postsecondaire non universitaire. On constate toutefois que, un mois après les études, les taux

d'emploi sont moins élevés pour la catégorie « études postsecondaires universitaires » que pour la catégorie « études postsecondaires non universitaires ». Les données indiquent également que les taux d'emploi s'élèvent avec le temps. Cette constatation vaut particulièrement pour les diplômés d'université. Étant donné la taille limitée de l'échantillon, il n'a été possible de suivre ces diplômés que 12 mois après leurs études. Dans ce cas, les taux d'emploi augmentent de 75,7 % un mois après les études à 90,3 % chez les femmes et de 65,4 % à 91,1 % chez les hommes. Ainsi, le temps écoulé après les dernières études constitue un facteur important dont il faut tenir compte dans la comparaison des résultats sur le marché du travail à l'échelle des niveaux de scolarité de ces jeunes répondants. Une fois prises en compte les différences de temps écoulé depuis les études, nous constatons que les plus scolarisés ont plus de chances d'être occupés et moins d'être chômeurs. Enfin, les données du tableau 7 semblent indiquer que, si les taux d'emploi s'accroissent dans la première année après les études, ils ne changent pas outre mesure dans l'année qui suit. Il en va de même de tous les niveaux de scolarité, depuis les décrocheurs du palier secondaire jusqu'aux diplômés des programmes postsecondaires non universitaires⁸. En d'autres termes, les élèves qui sont incapables de trouver un emploi dans la première année qui suit leurs études peuvent éprouver des difficultés à s'établir sur le marché du travail les années qui suivent.

⁸ Comme exception à la règle, il y a les femmes ayant fait les études secondaires seulement. Leur taux d'emploi monte de 79,9 % un an après les études à 84,4 % deux ans après.

Tableau 8
Chômage après les études

	Femmes	Hommes
	Études secondaires incomplètes	
Durée du chômage (mois)	7,826	5,225
	(0,820)	(0,619)
Proportion n'ayant jamais été en chômage	0,208	0,195
	(0,031)	(0,023)
	Études secondaires seulement	
Durée du chômage (mois)	5,576	4,541
	(0,314)	(0,290)
Proportion n'ayant jamais été en chômage	0,239	0,223
	(0,012)	(0,010)
	Études postsecondaires non universitaires	
Durée du chômage (mois)	3,484	3,061
	(0,299)	(0,277)
Proportion n'ayant jamais été en chômage	0,168	0,147
	(0,010)	(0,010)
	Études postsecondaires universitaires	
Durée du chômage (mois)	3,528	2,482
	(0,315)	(0,296)
Proportion n'ayant jamais été en chômage	0,201	0,257
	(0,014)	(0,021)
Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycles 1 à 3.		
Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la situation sur le marché du travail et au plus haut niveau de scolarité atteint ou obtenu (diplôme) de janvier 1999 à décembre 2003. On mesure la durée dans la première année suivant les études dans le cas des répondants qui sont directement passés des études au chômage. La proportion ayant jamais été en chômage est la partie des répondants qui ont traversé toute période de chômage pendant cette première année. Les erreurs-types figurent entre parenthèses.		

Les données du tableau 7 indiquent en outre que le chômage se fait moins fréquent à mesure que s'allonge la période écoulée depuis les dernières études. C'est ce qui peut s'observer pour tous les niveaux de scolarité. Le tableau 8 décrit plus en détail l'expérience du chômage après les études. On peut y voir la durée moyenne du chômage dans le cas des répondants qui sont passés des études au chômage, ainsi que la proportion de répondants qui ont connu le chômage dans la première année suivant les études. Une tendance ressort pour la longueur des périodes de chômage : les décrocheurs de l'école secondaire ont les plus longues périodes (7,8 mois chez les femmes et 5,2 chez les hommes) et les diplômés d'université, les plus courtes (3,5 mois chez les femmes et 2,5 chez les hommes). Une proportion de 15 % à 25 % a connu le chômage dans la première année suivant les études et, contrairement à ce qu'on observe pour les durées de chômage, il n'y a pas de lien évident entre la scolarité acquise et le risque d'être sans emploi.

3.8 Salaire et niveau de scolarité

Les tableaux 9a et 9b résument respectivement la répartition du salaire horaire par niveau de scolarité pour les hommes et les femmes. Comme des différences régionales sont probables, les statistiques sommaires présentées visent séparément chacune des quatre régions considérées, à savoir la région de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario et l'Ouest canadien. Dans les tableaux, nous récapitulons les données salariales par la moyenne, la médiane et les quartiles du bas et du haut. Les échantillons se limitent aux répondants qui avaient un emploi en décembre 2003. Sont exclus les étudiants à plein temps, les travailleurs indépendants et les répondants qui avaient un emploi, mais n'ont pas fourni de renseignements sur leur salaire. Commençons par les résultats des hommes. Il n'y a que de légères différences de taux salarial moyen entre les niveaux de scolarité, bien que le salaire moyen s'accroisse généralement avec la scolarisation. Une tendance semblable s'observe pour les médianes. Dans toutes les régions sauf dans la région de l'Atlantique, le salaire horaire moyen est plus élevé de 1 \$ chez les diplômés que chez les décrocheurs du niveau secondaire. La différence est de 2 \$ seulement dans toutes les régions entre les diplômés respectifs du niveau postsecondaire non universitaire et du palier secondaire. Disons enfin que la différence entre « études postsecondaires universitaires » et « études postsecondaires non universitaires » est *inférieure* (de 1 \$ l'heure) dans la région de l'Atlantique, la même en Ontario et dans l'Ouest canadien et supérieure (de 1 \$ l'heure) au Québec.

Tableau 9a
Répartition du salaire horaire chez les hommes

	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Ensemble des régions
	Études secondaires incomplètes				
Moyenne	11	13	14	14	13
Médiane	9	12	12	12	12
Quartile inférieur	8	10	9	10	10
Quartile supérieur	14	15	17	17	16
	Études secondaires seulement				
Moyenne	11	14	15	15	14
Médiane	10	12	13	13	13
Quartile inférieur	8	10	10	10	10
Quartile supérieur	12	17	17	18	17
	Études postsecondaires non universitaires				
Moyenne	13	16	17	17	16
Médiane	12	15	16	16	15
Quartile inférieur	10	12	12	13	12
Quartile supérieur	15	19	22	21	20
	Études postsecondaires universitaires				
Moyenne	12	17	17	17	17
Médiane	11	16	17	18	16
Quartile inférieur	9	10	12	12	11
Quartile supérieur	16	21	22	21	21

Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.

Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives au salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps, les travailleurs indépendants et les enquêtés n'ayant pas fourni de données salariales.

Tableau 9b
Répartition du salaire horaire chez les femmes

	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Ensemble des régions
	Études secondaires incomplètes				
Moyenne	9	10	10	10	10
Médiane	8	10	10	9	10
Quartile inférieur	7	8	7	8	8
Quartile supérieur	13	11	12	12	12
	Études secondaires seulement				
Moyenne	10	11	12	12	12
Médiane	9	10	11	11	11
Quartile inférieur	7	8	9	9	9
Quartile supérieur	10	13	14	15	14
	Études postsecondaires non universitaires				
Moyenne	12	15	14	14	14
Médiane	11	15	13	12	13
Quartile inférieur	8	11	10	10	10
Quartile supérieur	14	18	16	16	17
	Études postsecondaires universitaires				
Moyenne	16	18	16	17	16
Médiane	15	16	15	17	16
Quartile inférieur	11	11	10	11	11
Quartile supérieur	20	21	20	21	21
Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.					
Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives au salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps, les travailleurs indépendants et les enquêtés n'ayant pas fourni de données salariales.					

Le tableau 9b décrit les répartitions salariales des femmes. Contrairement à ce qui se passe pour les hommes, il y a croissance monotone du salaire moyen avec la scolarité acquise dans toutes les régions. Cela vaut aussi pour le salaire médian. Dans l'ensemble, les données des tableaux 9a et 9b semblent indiquer que la scolarisation est généralement liée à des salaires plus élevés, et ce, plus pour les femmes que pour les hommes. Ces tableaux livrent en outre une mesure de la dispersion des salaires par l'intervalle interquartile. Chez les hommes comme chez les femmes et dans toutes les régions, la dispersion salariale augmente avec le niveau de scolarité.

Le caractère longitudinal des données se prête à une analyse de première croissance salariale. Au tableau 10, on peut voir les taux salariaux médians en fonction du temps écoulé depuis les dernières études. Ce tableau illustre la variation du salaire initial selon les niveaux de scolarité, ainsi que les différences de croissance salariale dans les deux premières années suivant les études. Le salaire de début (observé dans le premier mois suivant les études) est en corrélation positive avec la scolarité et les femmes qui sont diplômées d'université présentent un salaire médian supérieur de 70 % à celui des décrocheuses du palier secondaire. Le chiffre est un peu moindre chez les hommes (60 %).

Tableau 10
Salaire médian et temps écoulé depuis les dernières études

Temps écoulé depuis les dernières études (mois)	Femmes	Hommes
	Études secondaires incomplètes	
1	7,0	8,0
3	7,0	8,0
6	7,0	8,5
12	8,0	9,0
24	9,0	10,0
différence % m12-m1	14,3	12,5
différence % m24-m1	28,6	25,0
	Études secondaires seulement	
1	8,0	9,0
3	8,0	9,0
6	8,0	9,5
12	8,5	10,5
24	9,0	11,0
différence % m12-m1	6,3	16,7
différence % m24-m1	12,5	22,2
	Études postsecondaires non universitaires	
1	10,0	11,0
3	10,0	11,5
6	10,0	12,0
12	11,0	12,5
24	12,0	13,5
différence % m12-m1	10,0	13,6
différence % m24-m1	20,0	22,7
	Études postsecondaires universitaires	
1	12,0	13,0
3	12,0	13,5
6	14,0	15,0
12	15,0	16,0
24	s.o.	s.o.
différence % m12-m1	25,0	23,1
Source : Les calculs sont fondés sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycles 1 à 3.		
Note : Les calculs sont fondés sur des données relatives au salaire et au plus haut niveau de scolarité atteint ou obtenu (diplôme) de janvier 1999 à décembre 2003.		

Les données du tableau indiquent en outre que le salaire « médian » s'élève bien plus rapidement chez les diplômés d'université. L'augmentation en pourcentage de ce salaire la première année est respectivement de 25 % et 23 % chez les femmes et les hommes de ce groupe. Chez les moins scolarisés, la croissance salariale est moindre, variant de 6 % à 16 %. Pour ces groupes, le tableau décrit aussi la croissance salariale sur deux ans. Chez les femmes, les taux de croissance sont respectivement de 28 %, 12 % et 20 % pour les catégories « décrochage du palier secondaire », « études secondaires seulement » et « diplôme d'études postsecondaires non universitaires ». Chez les hommes, le taux de croissance salariale sur deux ans varie de 22 % à 25 %.

Une explication possible de l'amélioration de la croissance salariale avec la scolarisation est que les plus scolarisés pourraient recevoir des offres d'emploi plus nombreuses et plus intéressantes que les travailleurs ayant par ailleurs les mêmes capacités. En fait, les données du tableau 8 indiquent que les périodes de chômage dans la première année suivant les études sont significativement moindres chez les travailleurs plus scolarisés, ce qui s'accorde avec l'hypothèse selon laquelle les plus scolarisés reçoivent des offres d'emploi supérieures en quantité et en qualité à celles des moins scolarisés.

4. Résultats de régression

4.1 Incidence de la scolarisation sur le salaire

La variation salariale selon les niveaux de scolarité que nous avons décrite ne tient pas compte de tout autre écart susceptible d'exister entre les gens ayant des niveaux différents de scolarité. Pour faire voir l'importance de prendre en compte de telles différences en vue de mieux mesurer l'effet salarial de la scolarisation, nous avons estimé un ensemble de modèles linéaires de régression qui diffèrent par leur jeu de variables de contrôle. Nous avons établi des estimations distinctes pour les diverses régions; les résultats des hommes figurent aux tableaux 11a à 11d et ceux des femmes, aux tableaux 12a à 12d. Outre ces résultats, les tableaux 11e et 12e décrivent les estimations après regroupement des données de toutes les régions. À chaque tableau, la première colonne indique les différences de salaire en expression logarithmique entre les niveaux de scolarité (toutes par rapport à la catégorie des décrocheurs du palier secondaire) par une régression ne comportant aucune autre caractéristique observable des intéressés. La tendance qui se dégage de ces chiffres correspond, bien sûr, à celle des tableaux 9a et 9b. À la colonne deux, nous ajoutons une variable de contrôle pour le temps écoulé depuis les dernières études. En fonction des différences de capacités sur le marché du travail, la spécification de régression de la colonne trois renseigne aussi sur la moyenne des notes à l'école secondaire et sur les capacités scolaires autodéclarées qui, dans tous les cas, seraient par hypothèse en étroite corrélation avec les capacités sur le marché du travail. La dernière spécification ajoute enfin les antécédents familiaux aux variables explicatives de la spécification III.

Tableau 11a
Régressions salariales pour les hommes dans la région de l'Atlantique

	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,062	0,082	0,075	0,034
	(1,07)	(1,36)	(1,25)	(0,54)
Études postsecondaires non universitaires	0,246**	0,290**	0,278**	0,229**
	(4,14)	(4,07)	(3,89)	(3,12)
Études postsecondaires universitaires	0,187**	0,239**	0,176*	0,125
	(2,61)	(2,67)	(1,90)	(1,30)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	526			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Tableau 11b
Régressions salariales pour les hommes au Québec

	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,005	0,009	0,012	0,007
	(0,12)	(0,21)	(0,25)	(0,15)
Études postsecondaires non universitaires	0,177**	0,148**	0,135**	0,120**
	(4,21)	(2,85)	(2,56)	(2,23)
Études postsecondaires universitaires	0,161**	0,119	0,069	0,065
	(2,34)	(1,43)	(0,79)	(0,74)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	601			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Tableau 11c
Régressions salariales pour les hommes en Ontario

	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,090*	0,091*	0,095*	0,087
	(1,68)	(1,65)	(1,71)	(1,55)
Études postsecondaires non universitaires	0,272**	0,260**	0,248**	0,233**
	(4,74)	(3,95)	(3,71)	(3,42)
Études postsecondaires universitaires	0,241**	0,209**	0,181**	0,157*
	(3,74)	(2,65)	(2,17)	(1,86)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	853			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Tableau 11d
Régressions salariales pour les hommes dans l'Ouest canadien

	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,053	0,101* *	0,122**	0,100**
	(1,48)	(2,73)	(3,21)	(2,64)
Études postsecondaires non universitaires	0,161**	0,278**	0,309**	0,292**
	(3,99)	(5,78)	(6,31)	(5,98)
Études postsecondaires universitaires	0,204**	0,359**	0,378**	0,352**
	(4,13)	(5,87)	(5,83)	(5,43)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	853			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Tableau 11e				
Régressions salariales pour les hommes au Canada (ensemble des régions)				
	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,050**	0,070**	0,076**	0,062**
	(2,18)	(2,95) **	(3,15) **	(2,60) **
Études postsecondaires non universitaires	0,190**	0,216**	0,217**	0,199**
	(7,69) **	(7,37) **	(7,32) **	(6,67) **
Études postsecondaires universitaires	0,188**	0,218**	0,193**	0,166**
	(6,06) **	(5,65)**	(4,74)**	(4,06) **
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	2 906			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Pour les hommes dans la région de l'Atlantique, on ne note aucune différence salariale significative entre les gens ayant décroché de l'école secondaire et ceux qui ont fait seulement les études secondaires. Un avantage salarial significatif d'environ 25 % s'attache aux diplômés du niveau postsecondaire non universitaire et il est relativement stable d'une spécification de régression à l'autre. Comme au tableau 9a, les diplômés d'université ont un salaire moyen inférieur à celui des diplômés des programmes postsecondaires non universitaires, mais la différence n'est pas statistiquement significative. En fait, il n'y a pas d'écart salarial significatif dans la spécification de régression la plus générale entre les décrocheurs du palier secondaire et les diplômés d'université. Comme nous l'avons précisé, cela s'explique sans doute par la nature d'un échantillon formé de gens qui avaient de 22 à 24 ans en décembre 2003. Ajoutons qu'une proportion appréciable de l'échantillon est toujours à cette date aux études postsecondaires sous une forme ou une autre. Au Québec et en Ontario, on observe une tendance semblable à celle de la région de l'Atlantique, bien que la différence salariale entre les décrocheurs du palier secondaire et les diplômés du niveau postsecondaire non universitaire soit moindre au Québec que dans les deux autres régions. Signalons enfin que, pour l'Ouest canadien, les estimations de la spécification la plus générale font voir un écart salarial significatif entre les décrocheurs de l'école secondaire et les gens ayant fait les études secondaires ou plus. De toutes les régions, c'est celle de l'Ouest où l'incidence de la scolarisation sur le salaire est la plus marquée.

Tableau 12a
Régressions salariales pour les femmes dans la région de l'Atlantique

	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	-0,055	-0,065	-0,104	-0,062
	(0,63)	(0,74)	(1,22)	(0,70)
Études postsecondaires non universitaires	0,112	0,086	0,007	0,047
	(1,28)	(0,97)	(0,08)	(0,53)
Études postsecondaires universitaires	0,435**	0,368**	0,223**	0,222**
	(4,88)	(3,81)	(2,31)	(2,22)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	518			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Tableau 12b
Régressions salariales pour les femmes au Québec

	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,088	0,082	0,103*	0,102*
	(1,51)	(1,35)	(1,69)	(1,69)
Études postsecondaires non universitaires	0,355**	0,342**	0,310**	0,313**
	(6,28)	(5,50)	(4,92)	(4,97)
Études postsecondaires universitaires	0,459**	0,416**	0,321**	0,329**
	(7,26)	(5,51)	(4,14)	(4,16)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	611			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Tableau 12c
Régressions salariales pour les femmes en Ontario

	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,155**	0,178**	0,172**	0,193**
	(2,28)	(2,58)	(2,50)	(2,76)
Études postsecondaires non universitaires	0,285**	0,317**	0,288**	0,312**
	(4,23)	(4,34)	(3,95)	(4,22)
Études postsecondaires universitaires	0,399**	0,423**	0,364**	0,381**
	(5,70)	(5,07)	(4,27)	(4,41)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	833			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Tableau 12d
Régressions salariales pour les femmes dans l'Ouest canadien

	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,124**	0,113**	0,119**	0,118**
	(2,30)	(2,06)	(2,15)	(2,11)
Études postsecondaires non universitaires	0,233**	0,215**	0,213**	0,216**
	(4,23)	(3,56)	(3,47)	(3,47)
Études postsecondaires universitaires	0,439**	0,405**	0,395**	0,396**
	(7,53)	(5,84)	(5,57)	(5,53)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	948			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Tableau 12e				
Régressions salariales pour les femmes au Canada (ensemble des régions)				
	Spécification			
	I	II	III	IV
Études secondaires seulement	0,110**	0,109**	0,116**	0,114**
	(3,49)	(3,41)	(3,67)	(3,58)
Études postsecondaires non universitaires	0,271**	0,267**	0,253**	0,253**
	(8,64)	(7,82)	(7,47)	(7,43)
Études postsecondaires universitaires	0,418**	0,392**	0,347**	0,343**
	(12,53)	(9,90)	(8,67)	(8,52)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Non	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Non	Non	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Non	Non	Non	Oui
Taille d'échantillon :	2 805			
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

Les tableaux 12a à 12d montrent les effets de la scolarisation sur les salaires chez les femmes des quatre régions (le tableau 12e fait de même après agrégation des données à l'échelle des régions). En règle générale, l'effet salarial est plus important que chez les hommes. Dans toutes les régions sauf dans la région de l'Atlantique, le salaire est en hausse significative avec la scolarisation. La différence salariale entre les catégories « études postsecondaires non universitaires » et « études postsecondaires universitaires » est petite au Québec, mais appréciable en Ontario et dans l'Ouest canadien. Dans l'ensemble et comme le confirment les tableaux 9a et 9b, l'éducation influe bien plus nettement sur le salaire chez les femmes que chez les hommes. Cela s'accorde avec les données d'autres études (voir, par exemple, Hansen, 2006, Burbidge et coll., 2003, et Ferrer et Riddell, 2002). Qu'une proportion appréciable de l'échantillon soit toujours aux études en décembre 2003 risque d'entacher statistiquement l'analyse d'incidence de la scolarisation sur les salaires. Comme nous l'avons mentionné par exemple, tel sera le cas si ceux qui sont toujours aux études présentent de plus grandes capacités inobservées pour le marché du travail que les gens ayant un emploi. Soucieux de résoudre cet éventuel problème de sélection, nous présentons aux tableaux 13a et 13b des estimations de régression salariale en correction de biais de sélection. Nous obtenons ces estimations en spécifiant une fonction de vraisemblance qui modélise les probabilités de ne pas être aux études (et de plutôt travailler) avec les salaires de ceux qui travaillent. Si, par hypothèse, les capacités inobservées sur le marché du travail sont en corrélation avec les probabilités d'être aux études, on s'attendrait à ce que la corrélation soit négative entre les termes d'erreur idiosyncratique dans l'équation de la scolarisation et celle des salaires. Si les hypothèses auxquelles fait appel la spécification en correction de biais de sélection se vérifient, les

estimations ainsi obtenues décriront uniformément l'incidence de la scolarisation sur le salaire chez ceux qui travaillent⁹.

Tableau 13a					
Régressions salariales en correction de biais de sélection pour les hommes					
	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Ensemble des régions
Études secondaires seulement	-0,031 (0,48)	0,036 (0,71)	0,094 (1,52)	-0,032 (0,76)	0,007 (0,25)
Études postsecondaires non universitaires	0,126 (1,61)	0,162** (2,82)	0,195** (2,39)	0,124** (2,12)	0,122** (3,53)
Études postsecondaires universitaires	-0,016 (0,87)	0,212** (2,17)	0,150 (1,52)	0,104 (1,33)	0,086* (1,81)
Corrélation	-0,092 (1,17)	-0,073 (1,06)	-0,176** (2,03)	-0,239** (3,01)	-0,155** (3,62)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :					
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.					
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.					

Les estimations des hommes au tableau 13a font voir des effets de la scolarisation sur le salaire qui sont moindres qu'aux tableaux 11a à 11e. Pour l'ensemble des régions, les estimations semblent indiquer que, entre les décrocheurs du palier secondaire et les diplômés du niveau postsecondaire non universitaire, la différence salariale est d'environ 12 %, moins donc que les 20 % des estimations de régression sans correction de biais de sélection. L'effet salarial est de moins de 10 % pour les diplômés d'université (il est de 17 % dans les estimations sans correction) et il est très peu significatif au demeurant. Comme nous l'avons indiqué, ce sont les résultats à attendre si l'incidence de la scolarisation est en corrélation positive avec les capacités et que les gens plus capables sont aussi plus susceptibles d'être aux études en décembre 2003. C'est dire que les estimations sans correction aux tableaux 11a à 11e surévaluent les effets de la scolarisation sur les salaires chez ceux qui travaillent. Signalons enfin que, pour l'ensemble des régions, la corrélation est négative entre les termes

⁹ Les estimations peuvent être sensibles à l'hypothèse de normalité à laquelle fait appel le modèle en correction de biais de sélection. Un autre problème que posent ces types de modèles est celui de l'identification et, dans notre exposé, celle-ci s'obtient par des hypothèses de forme fonctionnelle. Autre possibilité, il y aurait identification si on cherchait des variables expliquant les décisions de fréquentation scolaire, mais non les salaires.

d'erreur idiosyncratique dans les équations de la scolarisation et des salaires et qu'elle est précisément estimée pour toutes les régions sauf pour la région de l'Atlantique et le Québec.

Tableau 13b					
Régressions salariales en correction de biais de sélection pour les femmes					
	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Ensemble des régions
Études secondaires seulement	-0,004	0,085	0,159**	0,097	0,084**
	(0,04)	(1,29)	(2,03)	(1,58)	(2,31)
Études postsecondaires non universitaires	0,094	0,251**	0,220**	0,121	0,153**
	(0,92)	(3,64)	(2,38)	(1,60)	(3,67)
Études postsecondaires universitaires	0,278**	0,307**	0,242**	0,208**	0,224**
	(2,48)	(3,44)	(2,19)	(2,36)	(4,48)
Corrélation	-0,089	-0,217**	-0,128	-0,168*	-0,158**
	(0,98)	(3,24)	(1,47)	(1,83)	(3,49)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :					
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Antécédents familiaux	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.					
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.					

Le tableau 13b présente les estimations des femmes après correction de biais de sélection. Comme chez les hommes, la comparaison des estimations de ce tableau et des estimations correspondantes des tableaux 12a à 12e fait voir que les estimations non corrigées exagèrent l'incidence de la scolarisation sur le salaire. Toutefois, les différences salariales entre les niveaux de scolarité sont toujours plus marquées chez les femmes que chez les hommes. Ajoutons que, comme chez les hommes, la corrélation est négative entre les termes d'erreur idiosyncratique dans les équations respectives de la scolarisation et des salaires.

Pour résumer, disons que, selon les résultats, un avantage salarial significatif s'attache aux diplômés du palier postsecondaire au Canada pour les femmes. Les diplômées d'université (ayant au moins un baccalauréat) présentent un salaire moyen qui est d'environ 22 % supérieur à celui des décrocheuses du palier secondaire. Les résultats indiquent aussi que le salaire des diplômées du palier postsecondaire l'emporte sur celui des femmes qui ont fait seulement les études secondaires. Chez les hommes, l'avantage salarial des études postsecondaires est moindre. Il convient de noter que le gain salarial relativement modeste que procurent ces études a peut-être pour explication partielle le

fait que l'échantillon soit formé de jeunes gens, bien que les spécifications de régression tiennent compte du temps écoulé depuis les dernières études.

4.2 Variation salariale selon le principal domaine d'études

Dans des études antérieures (voir, par exemple, Hansen, 2006, Drewes, 2006, et Boothby et Rowe, 2002), on a décrit une ample variation des salaires ou des gains selon les domaines d'études. Pour juger de l'importance du domaine d'études sur le plan salarial chez les diplômés du palier postsecondaire, nous avons estimé des régressions salariales séparément pour les hommes et les femmes, mais après agrégation à l'échelle des régions. Le tableau 14 en indique les résultats, c'est-à-dire les estimations de huit domaines d'études, celui des affaires servant de catégorie omise¹⁰. Ainsi, le salaire moyen est présenté pour un grand domaine d'études quelconque par rapport à la discipline des affaires. Pour la plupart, les estimations du tableau 14 ne sont pas statistiquement significatives, d'où l'impression que les premiers salaires (les échantillons sont uniquement formés des gens ayant obtenu leur diplôme d'un programme postsecondaire acceptable entre janvier 2000 et novembre 2003) sont relativement homogènes. Il reste que les salaires des diplômés en arts ou en technologie des communications sont significativement inférieurs à ceux des diplômés en administration des affaires. Chez les hommes, les diplômés en sciences humaines-sciences sociales-éducation présentent aussi des salaires significativement moindres par rapport à la discipline des affaires.

¹⁰ Les spécifications de régression comportent des variables de contrôle pour des caractéristiques observables comme celles des spécifications des tableaux 13a et 13b, mais aussi de telles variables pour la région et la profession.

Tableau 14
Incidence du principal domaine d'études sur le salaire

Principal domaine d'études	Hommes		Femmes	
	Estimation	Statistique T	Estimation	Statistique T
Arts-technologie des communications	-0,134**	(2,14)	-0,164**	(3,42)
Sciences humaines-sciences sociales-éducation	-0,197**	(3,98)	-0,030	(1,01)
Sciences physiques et biologiques-technologie	-0,039	(0,48)	-0,070	(1,29)
Mathématiques-génie-agronomie	-0,027	(0,61)	-0,119**	(2,91)
Santé	-0,039	(0,50)	-0,009	(0,24)
Services personnels-transports	0,031	(0,52)	-0,064	(1,43)
Autres	0,065	(0,79)	-0,011	(0,14)
Taille d'échantillon :	926		1 454	
Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. Le principal domaine d'études est le premier grand domaine d'études ou de spécialisation du répondant. L'échantillon se limite aux répondants ayant obtenu un diplôme d'un programme postsecondaire acceptable en décembre 2003. Nous avons retranché les répondants ayant achevé ou fréquenté l'école postsecondaire avant janvier 2000, car leur domaine d'études était impossible à établir. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %. Le modèle de régression comporte des variables de contrôle pour le temps écoulé depuis les dernières études, l'âge, la moyenne des notes à l'école secondaire, les capacités scolaires autodéclarées (en lecture et en calcul), les antécédents familiaux, la région (variables fictives) et la profession. Enfin, la catégorie omise du principal domaine d'études est la catégorie « affaires ».				

4.3 Variation salariale selon la profession

Le tableau 15 décrit les différences salariales entre les professions pour les diplômés du palier postsecondaire. Comme pour les estimations que nous venons de mentionner, les spécifications tiennent compte d'une grande diversité de caractéristiques observables. Les données font voir des différences salariales ténues et non significatives pour la plupart entre les principaux domaines d'études, mais celles du tableau 15 indiquent des écarts salariaux significatifs entre les professions. À cause de contraintes de taille d'échantillon, nous avons rangé les professions dans cinq catégories : sciences naturelles-santé; sciences sociales-éducation-administration publique-arts; vente-services; métiers-production primaire-transformation; affaires-gestion. Au tableau 15, les estimations montrent le salaire moyen dans une profession par rapport au salaire correspondant de la catégorie affaires-gestion. On peut voir que le salaire moyen est le plus élevé dans la catégorie sciences naturelles-santé, et ce, tant chez les hommes que chez les femmes. Il est le plus bas dans la catégorie vente-services. Ce qui étonnera peut-être quelque peu, c'est que le salaire moyen soit plus élevé dans la catégorie sciences sociales-éducation-administration publique-arts que dans la catégorie affaires-gestion. Une explication partielle en est peut-être la jeunesse de l'échantillon là encore. Hansen (2006) présente des résultats semblables à l'aide des données de l'Enquête nationale auprès des diplômés

(END). Comme ces deux sources d'information portent avant tout sur les nouveaux actifs, il est probable que l'infériorité du salaire moyen dans la catégorie affaires par rapport à la catégorie sciences sociales tiennent à des différences de salaire initial entre ces professions.

Tableau 15
Incidence de la profession sur le salaire

	Hommes		Femmes	
	Estimation	Statistique T	Estimation	Statistique T
Sciences naturelles-santé	0,275**	(5,93)	0,295**	(7,96)
Sciences sociales-éducation-administration publique-arts	0,198**	(3,75)	0,167**	(5,35)
Vente-services	-0,064	(1,47)	-0,169**	(6,02)
Métiers-production primaire-transformation	0,135**	(2,88)	0,103*	(1,70)
Taille d'échantillon :	926		1 454	
<p>Source : Les régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont fondées sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.</p> <p>Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux enquêtés présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. Le principal domaine d'études est le premier grand domaine d'études ou de spécialisation du répondant. L'échantillon se limite aux répondants ayant obtenu un diplôme d'un programme postsecondaire acceptable en décembre 2003. Nous avons retranché les répondants ayant achevé ou fréquenté l'école postsecondaire avant janvier 2000, car leur domaine d'études était impossible à établir. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %. Le modèle de régression comporte des variables de contrôle pour le temps écoulé depuis les dernières études, l'âge, la moyenne des notes à l'école secondaire, les capacités scolaires autodéclarées (en lecture et en calcul), les antécédents familiaux, la région (variables fictives) et la profession. Enfin, la catégorie omise du principal domaine d'études est la catégorie « affaires ».</p>				

4.4 Incidence de la scolarisation sur la situation sur le marché du travail

Les études postsecondaires peuvent se révéler avantageuses non seulement parce qu'elles augmentent le salaire, mais aussi parce qu'elles diminuent les risques de chômage et prolongent la période où les gens auront un emploi. À la section 2.7 plus haut, un examen fondé sur les données du tableau 6 indique que la proportion de répondants en chômage a décru avec la scolarisation jusqu'au niveau postsecondaire non universitaire, mais qu'elle était semblable pour les diplômés d'université et les décrocheurs du palier secondaire. Nous avons posé l'hypothèse que ce résultat serait attribuable à l'absence de variables de contrôle pour les différences de temps écoulé depuis les dernières études. Les données du tableau 16 sont fondées sur des spécifications de modélisation avec des variables de contrôle pour un certain nombre de caractéristiques observables, dont le temps écoulé depuis les dernières études. Plus précisément, ce tableau montre les différences de probabilités de chômage et d'inactivité entre les niveaux de scolarité. Les effets marginaux estimés semblent indiquer que le chômage est significativement moins probable chez les diplômés du palier postsecondaire que chez les décrocheurs du palier secondaire. L'incidence est plus marquée chez les hommes que chez les femmes. Si on considère les effets de la scolarisation sur la durée de l'inactivité, la scolarité acquise serait d'une faible incidence négative chez les

hommes et d'une incidence significative et appréciable chez les femmes. Il reste que, pour les femmes, les résultats font voir que l'achèvement des études secondaires avec ou sans poursuite des études vient significativement réduire cette durée.

Tableau 16				
Scolarisation et situation sur le marché du travail				
	Hommes		Femmes	
	Chômage	Inactivité	Chômage	Inactivité
Études secondaires seulement	-0,018	0,008	-0,002	-0,148**
	(1,03)	(0,52)	(0,37)	(3,80)
Études postsecondaires non universitaires	-0,035**	-0,028*	-0,010*	-0,198**
	(2,42)	(1,70)	(1,73)	(5,49)
Études postsecondaires universitaires	-0,045**	-0,033	-0,011*	-0,120**
	(5,05)	(1,27)	(1,76)	(6,18)
La spécification comporte des variables de contrôle pour ce qui suit :				
Temps écoulé depuis les dernières études et âge	Oui		Oui	
Moyenne des notes à l'école secondaire et capacités scolaires	Oui		Oui	
Antécédents familiaux	Oui		Oui	
Région	Oui		Oui	
Taille d'échantillon :	2 895		2 484	
Source : L'estimation est fondée sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.				
Note : Les échantillons se limitent aux gens qui, en décembre 2003, étaient occupés ou chômeurs (ils cherchaient du travail) ou qui, ce mois-là, n'étaient ni l'un ni l'autre (ils étaient inactifs). Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. Les données font voir les effets marginaux et la statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.				

4.5 Lien entre le principal domaine d'études et la profession

Notre propos est d'examiner non seulement les premiers résultats sur le marché du travail des diplômés du palier postsecondaire, mais aussi la correspondance entre la structure par profession de cette population et les compétences acquises par les études. Comme nous l'avons indiqué à la section 2.6, la correspondance est plutôt étroite entre le principal domaine d'études et la profession chez les répondants de cet échantillon. L'association est informative entre les deux dans cette section, mais sans nous donner d'indications sur la nature des caractéristiques qui importent pour que le domaine d'études et la profession exercée par la suite soient plus en correspondance. Pour cerner cet aspect plus avant, nous présentons au tableau 17 les résultats d'une régression de la correspondance entre domaine d'études et profession par rapport à un certain nombre de caractéristiques observables. La variable dépendante prend la valeur de 1 s'il existe une des combinaisons suivantes principal domaine d'études-profession :

Principal domaine d'études	Profession
Sciences humaines-sciences sociales-éducation	Sciences sociales-arts
Affaires	Gestion-affaires
Sciences physiques et biologiques-technologie	Sciences naturelles-santé
Mathématiques-génie-agronomie	Sciences naturelles-santé
Santé	Sciences naturelles-santé
Services personnels-transports	Vente
Mathématiques-génie-agronomie	Métiers-production primaire-transformation

Pour toute autre combinaison domaine d'études-profession, la variable dépendante prend la valeur nulle. Cette mesure de correspondance est imprécise, mais elle permet de porter un premier jugement sur les probabilités d'obtention d'un emploi qui correspond – fût-ce faiblement – au principal domaine d'études. On peut aussi voir dans quelle mesure le système canadien d'enseignement supérieur procure des compétences qui sont en demande sur le marché du travail. Environ 60 % des hommes exerçaient une profession correspondant à leur principal domaine d'études. Le chiffre était quelque peu moins élevé chez les femmes (55 % environ).

Tableau 17
Effets des caractéristiques observables sur la correspondance entre le principal domaine d'études et la profession

	Hommes		Femmes	
	Estimation	Statistique T	Estimation	Statistique T
Études postsecondaires universitaires	-0,158**	(3,68)	-0,061*	(1,79)
Temps écoulé depuis les dernières études	0,040**	(2,82)	-0,012	(1,03)
Notes 90+	0,093	(1,36)	0,214**	(3,90)
Notes 80-90	-0,015	(0,41)	0,083**	(2,79)
Région de l'Atlantique	0,046	(0,75)	0,083	(1,60)
Québec	0,029	(0,67)	0,096**	(2,85)
Ouest canadien	0,032	(0,79)	0,023	(0,71)
Taille d'échantillon :	926		1 454	

Source : L'estimation est fondée sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.

Note : Les échantillons se limitent à ceux qui avaient obtenu un diplôme d'un programme postsecondaire acceptable en décembre 2003. Nous avons retranché les répondants ayant achevé ou fréquenté l'école postsecondaire avant janvier 2000, car leur domaine d'études était impossible à établir. La variable dépendante prend la valeur de un s'il y a correspondance entre le principal domaine d'études et la profession actuellement exercée et prend la valeur de zéro dans les autres cas. La spécification de régression comporte des variables de contrôle pour les capacités scolaires et les antécédents familiaux. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %.

Les données du tableau 17 semblent indiquer que les diplômés d'université (études postsecondaires universitaires) sont moins susceptibles d'exercer une profession correspondant à leur principal domaine d'études. L'effet est plus marqué chez les hommes que chez les femmes avec pour explication possible qu'un grand nombre de programmes postsecondaires non universitaires permettent d'acquérir des compétences plus spécialisées que les programmes universitaires qui se concentrent plus sur des compétences générales. Que l'effet diffère selon le sexe peut être dû à ce que les diplômés de sexe masculin font preuve de moins de patience dans la recherche d'un emploi. Les résultats de régression indiquent en outre que la correspondance domaine d'études-profession s'améliore avec le temps écoulé depuis les dernières études. Ainsi, les diplômés récents du palier postsecondaire pourraient traverser une période de transition entre école et travail où ils prendront des emplois qui ne sont pas nécessairement en rapport avec les compétences acquises par les études. Il reste que l'effet n'est significatif que chez les hommes. La correspondance sera plus probable à mesure qu'augmente la moyenne des notes à l'école secondaire, mais l'effet est significatif dans ce cas chez les femmes seulement. La correspondance n'accuse aucune variation régionale significative dans le cas des hommes, mais dans le cas des femmes, elle est plus fréquente au Québec que dans les autres régions.

L'analyse qui précède a montré la corrélation entre certaines caractéristiques et la correspondance entre les capacités acquises à l'école et les capacités exploitées sur le marché du travail. Les données du tableau 18 font voir les effets d'une telle correspondance sur le salaire et l'incidence est positive et significative tant chez les hommes que chez les femmes. En fait, les estimations sont à peu près les mêmes chez les deux sexes et font voir que les diplômés exerçant une profession correspondant à leur domaine d'études gagnent en moyenne 18 % de plus environ que les autres diplômés aux caractéristiques par ailleurs semblables. Que la correspondance domaine d'études-profession assure un meilleur salaire (et une meilleure productivité) et qu'on observe que bien des répondants ne travaillent pas encore dans une profession en rapport avec leur principal domaine d'études, voilà qui indiquerait peut-être qu'un grand nombre de diplômés du palier postsecondaire sont surqualifiés pour l'emploi qu'ils occupent. Aspect intéressant, les chiffres ressemblent à ceux que présentent Li et coll. (2006) qui ont constaté que 48 % des jeunes diplômés d'université (moins de 30 ans) étaient en surqualification dans le poste qu'ils occupaient¹¹. On peut cependant constater, comme le révèlent les résultats de régression par rapport aux facteurs déterminants d'une « correspondance », que les probabilités d'appariement domaine d'études-profession s'accroissent avec le temps. On est donc porté à croire que cette surqualification a tout d'un phénomène passager.

¹¹ Li et coll. (2006) ont exploité les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et défini la surqualification par l'exercice d'une profession exigeant les études secondaires au plus. Comme nous, ces auteurs indiquent que la surqualification est un phénomène qui diminue avec le temps.

Tableau 18
Effets sur le salaire de la correspondance entre le principal domaine d'études
et la profession

	Hommes		Femmes	
	Estimation	Statistique T	Estimation	Statistique T
Correspondance entre le principal domaine d'études et la profession actuellement exercée	0,175**	(6,53)	0,177**	(8,26)
Taille d'échantillon :	926		1 454	

Source : L'estimation est fondée sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.

Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux gens présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. Le principal domaine d'études est le premier grand domaine d'études ou de spécialisation du répondant. L'échantillon se limite aux répondants ayant obtenu un diplôme d'un programme postsecondaire acceptable en décembre 2003. Nous avons retranché les répondants ayant achevé ou fréquenté l'école postsecondaire avant janvier 2000, car leur domaine d'études était impossible à établir. La statistique T en valeur absolue figure entre parenthèses. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %. Le modèle de régression comporte des variables de contrôle pour le type d'études postsecondaires, le temps écoulé depuis les dernières études, l'âge, la moyenne des notes à l'école secondaire, les capacités scolaires autodéclarées (en lecture et en calcul), les antécédents familiaux et la région (variables fictives). Voir dans le texte le détail de la définition de la correspondance principal domaine d'études-profession actuelle.

4.6 Passage de l'école au travail, interruption des études et salaire

Le dernier ensemble de résultats de régression au tableau 19 décrit les effets du chômage dans la première année suivant les études sur le salaire ultérieur. Tant chez les femmes que chez les hommes, l'incidence de ce chômage est négative et significative. L'effet est plus négatif chez les femmes que chez les hommes et l'ordre de grandeur du coefficient pour les femmes indiquerait que le salaire moyen est d'environ 26 % moins élevé chez les femmes en chômage pendant au moins un mois dans la première année suivant les études que chez les femmes aux capacités semblables qui n'ont pas connu le chômage pendant cette période de transition. Chez les hommes, l'effet est de -15 %, mais il est possible que l'incidence négative du chômage diminue avec le temps écoulé depuis les dernières études. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons mis en interaction l'indicateur du chômage et une mesure du temps écoulé depuis le dernier séjour à l'école (mesuré en mois). L'effet d'interaction est positif et significatif pour les femmes (0,004) et positif et non significatif (0,001) pour les hommes. Dans le cas des femmes, l'effet négatif du chômage décroît d'environ 5 % par an si bien qu'il disparaît après cinq ans. Dans le cas des hommes cependant, l'effet persiste et ne s'atténue donc pas au fil des ans.

Le tableau 19 décrit également l'incidence de la durée d'interruption entre les études secondaires et les études postsecondaires sur le salaire obtenu par la suite. Cette variable prend la valeur de zéro pour tous les travailleurs qui n'ont pas fréquenté le palier postsecondaire. L'effet est négatif et significatif pour les femmes et négatif et non significatif pour les hommes, indice que, en passant directement de l'école secondaire à l'école postsecondaire, on obtient un avantage salarial significatif mais modeste. Nous avons aussi mis en interaction la mesure de l'interruption des études et la catégorie des études postsecondaires (universitaires ou non). Ces estimations font voir qu'une telle interruption commande une pénalité salariale, celle-ci n'étant significative que pour les femmes qui, en décembre 2003, n'avaient pas mené à bien des études postsecondaires. Il est donc possible que l'estimation négative du rapport entre l'interruption des études et le salaire ultérieur ne dégage pas un rapport de causalité, mais plutôt une corrélation avec des caractéristiques inobservées qui influent sur le salaire.

Tableau 19
Effets sur le salaire du chômage et de l'interruption des études

	Femmes		Hommes	
	Estimation	Erreur-type	Estimation	Erreur-type
Chômage	-0,263**	0,057	-0,147**	0,059
En interaction avec le temps écoulé depuis les dernières études	0,004**	0,002	0,001	0,002
Durée (mois) de l'interruption des études	-0,005**	0,002	-0,003	0,002
En interaction avec les études postsecondaires non universitaires	0,002	0,002	-0,003	0,002
En interaction avec les études postsecondaires universitaires	0,009**	0,004	0,004	0,006

Source : L'estimation est fondée sur des données relatives à la cohorte la plus ancienne de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cycle 3.

Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les échantillons se limitent aux gens présentant une valeur positive de salaire horaire dans l'emploi occupé en décembre 2003. Nous avons exclu les étudiants à plein temps et les travailleurs indépendants. * indique une signification statistique au niveau de 10 % et **, au niveau de 5 %. Le modèle de régression comporte des variables de contrôle pour le type d'études postsecondaires, le temps écoulé depuis les dernières études, l'âge, la moyenne des notes à l'école secondaire, les capacités scolaires autodéclarées (en lecture et en calcul), les antécédents familiaux et la région (variables fictives).

4.7 Mobilité régionale chez les diplômés du palier postsecondaire

Jusqu'à présent, nous avons analysé sous différents aspects les résultats sur le marché du travail dans quatre régions, à savoir la région de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario et l'Ouest canadien. Pour chaque répondant, il s'agit de la région de résidence au moment de l'interview du cycle 3, mais un certain nombre de diplômés du palier postsecondaire résident dans une région autre que celle où ils ont obtenu leur diplôme. Sur le nombre de diplômés du postsecondaire qui résidaient au Québec en 2003, 4 % avaient acquis leur diplôme dans une autre province. Ce pourcentage est quelque peu moindre que pour les répondants qui résident en Ontario (8 %). Pour les répondants des autres provinces, les chiffres ressemblent à ceux de l'Ontario. Ainsi, la migration interprovinciale est un phénomène relativement rare, même pour cette sous-population hautement mobile.

Pour jauger les effets salariaux d'une telle migration, nous avons créé un indicateur qui prend la valeur de un si le répondant a obtenu son diplôme postsecondaire dans sa province de résidence au moment de l'interview du cycle 3 et qui, dans les autres cas, prend la valeur nulle. Après insertion dans les équations de régression salariale, les coefficients liés à cet indicateur étaient positifs, mais sans jamais être statistiquement significatifs. Ce résultat s'observait pour les deux sexes et après agrégation des données à l'échelle des régions et des sexes.

5. Résumé et conséquences sur le plan des politiques

Dans cet exposé, nous nous sommes reportés aux données de trois cycles de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) pour voir comment les premiers résultats sur le marché du travail varient selon le niveau de scolarité. Les données de l'EJET renseignent en détail sur le passage des études au travail dans une cohorte de jeunes enquêtés.

Les résultats corroborent la constatation déjà faite de l'existence d'une relation significative entre la scolarisation et le salaire. Selon les résultats, les salaires étaient plus élevés chez les diplômés que chez les décrocheurs du palier secondaire. Il en va de même des diplômés des programmes postsecondaires non universitaires par rapport aux gens ayant fait seulement les études secondaires. Enfin, les diplômés d'université gagnaient plus que ceux du niveau postsecondaire non universitaire, mais cet effet ne se manifestait que chez les femmes. Dans l'ensemble, l'incidence de la scolarisation sur les salaires est plus marquée chez les femmes que chez les hommes, ce que confirment des études antérieures (voir, par exemple, Hansen, 2006, Burbidge et coll., 2003, et Ferrer et Riddell, 2002) dans lesquelles on constate que l'éducation au Canada produit un meilleur rendement chez les femmes que chez les hommes.

Une autre de nos conclusions est que la scolarisation rend l'emploi plus probable. Chez les hommes, les diplômés du palier postsecondaire risquent bien moins de connaître le chômage et l'effet s'accroît à mesure qu'on passe des études postsecondaires non universitaires aux études universitaires. Un résultat semblable s'observe pour les femmes, mais l'ordre de grandeur est inférieur. Nous avons également constaté que l'éducation réduit l'inactivité (ne pas avoir d'emploi et ne pas chercher de travail), et ce, plus chez les femmes que chez les hommes. Ainsi, comme le font voir des études antérieures et sans qu'on puisse s'en étonner, les données semblent indiquer que les résultats sur le marché du travail sont meilleurs pour les diplômés du palier postsecondaire que pour les gens ayant fait seulement les études secondaires. L'avantage apparaît déjà dans les quelques années qui suivent l'obtention du diplôme et, comme il ressort de certaines recherches, il s'accroît avec le temps passé sur le marché du travail.

On constate aussi qu'environ 20 % des gens connaîtront le chômage dans la première année qui suit les études. Les chiffres sont convergents pour les deux sexes et indépendants du plus haut niveau de scolarité atteint par les intéressés. Il reste que la durée du chômage la première année est significativement moindre chez les diplômés du palier postsecondaire. Si la poursuite des études ne semble pas réduire la fréquence du chômage immédiatement après les études, elle en diminue bel et bien la durée. Une plus grande scolarisation semble apporter des offres d'emploi plus nombreuses et/ou plus intéressantes par ailleurs. Une autre indication en ce sens est la constatation que le taux de croissance salariale dans la première année suivant les études est significativement plus élevé chez les diplômés d'université que chez les autres travailleurs. De plus, les données correspondantes pour les deux premières années suivant les études révèlent que, si le taux d'emploi augmente largement la première année, il est stable l'année qui suit. Cette tendance se présente indépendamment du niveau

de scolarité et du sexe. En fait, les taux d'emploi des hommes et des femmes étaient convergents pour tous les niveaux de scolarité sauf pour les études secondaires incomplètes, catégorie où les taux étaient plus élevés chez les hommes avec pour explication possible les taux supérieurs de fécondité des femmes peu scolarisées.

Nous avons également démontré que le principal domaine d'études et la profession sont moins en correspondance au palier postsecondaire chez les diplômés d'université, mais que l'appariement s'améliore avec le temps écoulé depuis l'obtention du diplôme. On a l'impression que la période de passage de l'école au travail est marquée par le chômage ou des emplois qui ne sont pas parfaitement en rapport avec les compétences acquises. Avec le temps cependant, la recherche de travail, que l'on occupe un emploi ou non, vient généralement accroître la correspondance entre les capacités acquises à l'école et les capacités exploitées en milieu de travail. Lorsqu'on effectue la régression du salaire en expression logarithmique par rapport à un indicateur de correspondance domaine d'études-profession, les estimations font voir un gain salarial significatif pour les diplômés exerçant une profession en rapport avec leur principal domaine d'études. Qu'une telle correspondance soit plus probable avec le temps est aussi l'indice que l'écart salarial augmentera avec le temps entre les gens ayant fait et n'ayant pas fait d'études postsecondaires.

Dans l'ensemble, il ressort de notre étude que les diplômés du palier postsecondaire ont généralement de meilleurs résultats sur le marché du travail que ceux qui se sont contentés de faire les études secondaires. Ces différences peuvent s'observer dans les quelques années qui suivent l'obtention du diplôme et sont susceptibles de s'accroître au cours de la vie (voir, par exemple, Belzil (2004) pour des données sur la croissance salariale supérieure chez les travailleurs plus scolarisés). Dans le cas de l'échantillon féminin, les résultats montrent que le salaire moyen est plus élevé chez les diplômées d'université que chez celles des programmes postsecondaires non universitaires. On ne relève pas une telle tendance chez les hommes. Que l'éducation soit d'un meilleur rendement chez les femmes que chez les hommes pourrait aussi expliquer que plus de femmes que d'hommes fréquentent le palier postsecondaire. Dans la mesure où l'attente d'un résultat salarial approprié à son niveau de scolarité joue un rôle décisif, les groupes jouissant d'un meilleur avantage salarial tendront à se scolariser plus que les autres groupes. En fait, Belzil et Hansen (2006) ont constaté que, au Canada, les élèves paraissent regarder en avant et obéir aux attentes de gain salarial pour l'avenir. Qui plus est, la rétribution supérieure des études postsecondaires chez les femmes implique peut-être que celles-ci sont moins sensibles que les hommes aux hausses de frais de scolarité. En réalité, les estimations de rendement que nous offrons dans notre étude impliquent que les frais de scolarité doivent être nettement supérieurs à ce qu'ils sont aujourd'hui pour que, en valeur actualisée, les études postsecondaires présentent un avantage net par rapport au diplôme d'études secondaires. Comme les différences salariales que nous avons évoquées s'accroîtront sans doute au cours de la vie, les niveaux actuels des frais de scolarité postsecondaire rendent très avantageux tout investissement dans les études supérieures.

En ce qui concerne les professions de destination des diplômés du palier postsecondaire, les données de l'EJET font voir une correspondance relativement étroite entre le domaine d'études et la profession exercée par la suite. Il reste qu'une proportion appréciable de ces diplômés paraissent exercer des professions qui ne correspondent pas nécessairement aux principaux domaines d'études postsecondaires.

Bibliographie

- BELZIL, C., 2004, « On the specification of Mincerian wage regressions with heterogeneity, non-linearity, non-separability, and heteroskedasticity », *IZA Working Paper* 1083.
- BELZIL, C., et HANSEN, J., 2002, « Unobserved Ability and the Return to Schooling », *Econometrica*, vol. 70, n° 5, 2075-2091.
- BELZIL, C., et HANSEN, J., 2006, « Educational attainment in Canada: Effects of individual attributes and expected outcomes », document de travail 2006 C-11 de l'Initiative de recherche sur les compétences de RHDC-IC-CRSH.
- BOOTHBY, D., et DREWES, T., 2006, « Post-secondary education in Canada: Returns to university, college and trades education », *Analyse de politiques*, vol. 32, n° 1, 1-22.
- BOOTHBY, D., et ROWE, G., 2002, « Taux de rendement de l'éducation : Une analyse distributionnelle réalisée à l'aide du modèle LifePaths », document de travail W-02-8F, Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada.
- BURBIDGE, J.B., LONNIE, M., et ROBB, A.L., 2003, « The Education Premium in Canada and the United States », *Analyse de politiques*, vol. 28, n° 2, 203-217.
- CARD, D., 1999, « The Causal Effect of Education on Earnings », dans *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter et D. Card (dir.). Amsterdam, Elsevier Science, North-Holland Publishers, 1801-63.
- CORAK, M., LIPPS, G., et ZHAO, J., 2003, « Revenu familial et participation aux études postsecondaires », document de recherche, Statistique Canada.
- DREWES, T., 2006, « Rendement des études collégiales : Preuves tirées des Enquêtes nationales auprès des diplômés de 1990, 1995 et 2000 – septembre 2006 », rapport produit pour Ressources humaines et Développement social Canada (RHDSC).
- FERRER, A.M., et RIDDELL, W.C., 2002, « The Role of Credentials in the Canadian Labour Market », *Revue canadienne d'économique*, vol. 35, n° 4, 879-905.
- FINNIE, R., 2002, « Student loans, student financial aid and post-secondary education in Canada », *Journal of Higher Education Policy and Management*, 24, 155-170.
- FRENETTE, M., 2005, « L'incidence des frais de scolarité sur l'accès à l'université : résultats de la vaste déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels », document de recherche, Statistique Canada.
- HANSEN, J., 2006, « Rendement des études universitaires : Variations selon la discipline, la profession et le secteur d'emploi – septembre 2006 », document produit pour Ressources humaines et Développement social Canada (RHDSC).

- HECKMAN, J., Lochner, L., et Todd, P., 2005, « Earnings Functions, rates of return, and treatment effects: The Mincer equation and beyond », document de travail du NBER 11544.
- LEMIEUX, T., 2006, « Post-secondary education and increasing wage inequality », *American Economic Review*.
- LI, C., GERVAIS, G., et DUVAL, A., 2006, « La dynamique de la surqualification : les universitaires sous-utilisés au Canada », document de travail, Statistique Canada.
- SHAIENKS, D., EISL-CULKIN, J., et BUSSIÈRE, P., 2006, « Suivi des cheminements liés aux études et au marché du travail des jeunes Canadiens de 18 à 20 ans : résultats du troisième cycle de l'EJET », document de travail, Statistique Canada et Ressources humaines et Développement social Canada.
- STATISTIQUE CANADA, 2001, « Enquête sur les approches en matière de planification des études ».
- STATISTIQUE CANADA, 2005, données extraites du tableau CANSIM 477-00111 (effectifs universitaires selon le régime d'études, le niveau d'études et la Classification des programmes d'enseignement).
- TOMKOWICZ, J., et BUSHNIK, T., 2003, « Qui poursuit des études postsecondaires et à quel moment : parcours choisis par les jeunes de 20 ans », document de recherche, Statistique Canada.
- VAILLANCOURT, F., 1995, « The Private and Total Returns to Education in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. 28, n° 3, 532-554.