



Économie publique/Public economics

05 | 2000/1

Efficacité des systèmes éducatifs et de formation.
Vol. 1

Travail pendant les études, performance scolaire et abandon

Marcel Dagenais, Claude Monarquette, Daniel Parent et Nathalie
Viennot-Briot



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/2065>
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 juin 2000
ISBN : 2-8041-3383-4
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Marcel Dagenais, Claude Monarquette, Daniel Parent et Nathalie Viennot-Briot, « Travail pendant les études, performance scolaire et abandon », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 05 | 2000/1, mis en ligne le 15 février 2007, consulté le 01 mai 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/2065>

public economics
économie publique

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 5 – 2000/1



© De Boeck & Larcier s.a., 2001
Editions De Boeck Université
Rue des Minimes 39, B-1000 Bruxelles

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en Belgique

Dépôt légal 2000/0074/196

ISSN 1373-8496
ISBN 2-8041-3383-4

économiepublique sur internet : www.economie-publique.fr

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

La revue **économie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496



Travail pendant les études, performance scolaire et abandon*

Marcel DAGENAIS

*Professeurs de sciences économiques,
Université de Montréal et CIRANO*

Claude MONMARQUETTE

*Professeurs de sciences économiques,
Université de Montréal et CIRANO*

Daniel PARENT

*Professeur de sciences économiques,
McGill University et CIRANO*

Nathalie VIENNOT-BRIOT

Économiste au CIRANO

1 Introduction

Les conditions des travailleurs canadiens non qualifiés sur le marché du travail se sont grandement détériorés au cours des dernières années. En effet, en plus d'être soumise à des conditions salariales peu enviables, cette catégorie de travailleurs est également confrontée à un

* Cette recherche a été financée par la Direction générale de la recherche appliquée, Développement des Ressources Humaines Canada. Nous avons bénéficié des commentaires sur ce texte, ou sur des versions antérieures, de plusieurs personnes du DRHC et des participants aux séminaires présentés à l'Université Laval, à l'Université de Paris 1 (Panthéon-Sorbonne), au GATE (Université Lumière Lyon 2), et au GREQAM (EHESS et Université d'Aix-Marseille). Nous sommes grandement redevables à Benoit Durocher et à François Raymond pour leur contribution à une version antérieure à ce texte. Les auteurs demeurent seuls responsables des erreurs et omissions.

ratio emploi/population singulièrement bas et un taux de chômage qui se maintient à des niveaux souvent élevés. La première source de la non qualification des jeunes travailleurs étant l'abandon des études secondaires (à l'échelle canadienne, le taux d'abandon au secondaire est estimé à 18% pour les jeunes de 20 ans en 1991), toute politique susceptible de réduire les taux d'abandon représentera un moyen efficace d'améliorer la situation des jeunes sur le marché du travail. Différentes formes d'intervention peuvent être envisagées afin de renverser cette tendance. Que les mesures destinées à endiguer le phénomène du décrochage scolaire retiennent tout particulièrement l'attention des gouvernements, est tout à fait compréhensif quand on sait l'importance accordée de nos jours aux emplois dits « du savoir ». Certaines de ces mesures visent à limiter le travail exercé par les jeunes pendant leurs études, car l'opinion commune veut qu'il existe un lien de cause à effet entre travail et abandon scolaire. Une opinion d'ailleurs partagée par les différents acteurs du marché du travail, comme en témoigne l'accord intervenu au Québec en octobre 1996 entre patronat et syndicats pour ramener à quinze le nombre maximal d'heures de travail hebdomadaires chez les adolescents. Cette adéquation exceptionnelle des préférences syndicales avec les visées patronales illustre bien le consensus général (du moins au Québec) qui se dégage quant à l'effet néfaste du travail sur la persévérance scolaire.

Sur toute cette question, le document produit par Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada (SC-DRHC, 1993) intitulé « Après l'école - Résultats d'une enquête nationale comparant les sortants de l'école aux diplômés d'études secondaires âgés de 18 à 20 ans », apporte un éclairage statistique de premier plan. Les auteurs de ce document avancent qu'abandon et persévérance scolaires sont l'un et l'autre fonction du nombre d'heures de travail. Selon eux, l'étudiant qui travaille vingt heures ou plus par semaine risque davantage de quitter l'école, tandis que l'étudiant qui travaille peu a de meilleures chances de poursuivre ses études jusqu'à l'obtention d'un diplôme que celui qui ne travaille pas du tout¹. L'enquête laisse cependant dans l'ombre un certain nombre de caractéristiques non observées qui seraient de nature à invalider le rapport de causalité ainsi formulé. Elle ne permet pas notamment d'établir hors de tout doute si ce sont bien les étudiants qui travaillent plus de vingt heures par semaine qui abandonnent davantage leurs études, ou si ce sont plutôt les étudiants qui sont prédestinés au décrochage qui travaillent plus de vingt heures par semaine. En d'autres termes, travail et abandon scolaire sont tous deux des variables endogènes et c'est pourquoi il est erroné d'interpréter la corrélation empirique réelle qui existe entre les deux comme un lien de cause à effet. Même dans un cadre d'analyse dit multivarié qui tient compte de nombreuses autres variables décrivant les caractéristiques individuelles/géographiques/familiales, le

¹ Section 6, page 46.

problème fondamental d'endogénéité demeure : la décision de travailler et celle de quitter l'école peuvent très bien être prises simultanément, sans que la première soit nécessairement la cause de la seconde. De même, l'hypothèse d'une relation non linéaire entre travail et abandon scolaire ne saurait être écartée. Les étudiants qui travaillent un nombre raisonnable d'heures sont peut-être ceux qui sont les plus motivés, ou dont la réussite scolaire ne pose pas de défi particulier. Le travail pendant les études affecte-t-il la performance scolaire et ultimement l'abandon ? Le travail pendant les études constitue-t-il une forme d'investissement ? Ou n'est-il que le simple reflet d'un désir de consommation à court terme ?

On peut considérer qu'il s'agit d'une forme d'investissement valable qui mérite d'être encouragée dans la mesure où le processus de transition « permanente » vers le marché du travail s'en trouve facilité. Sur ce dernier point, Stephenson (1981), D'Amico (1984), D'Amico et Baker (1984), Meyer et Wise (1982), Mortimer et Finch (1986), Stern et Nakata (1989) et plus récemment Marsh (1991) et Ruhm (1997) montrent que chez les jeunes qui ont acquis de l'expérience de travail pendant leurs études, le taux de chômage un an après la fin des études est plus faible et les salaires, plus élevés². La conclusion globale qui se dégage de ces études semble claire : il n'y a aucune preuve empirique que le travail durant les études, d'une part, accroisse la consommation chez les jeunes et, d'autre part, exclut toute forme d'accumulation de capital humain qui puisse s'avérer utile au moment de la transition de l'école au marché du travail. Au contraire, si l'on faisait abstraction des effets potentiellement pervers sur la performance scolaire et la persévérance, il faudrait sans équivoque recommander aux décideurs publics d'encourager le travail chez ceux et celles qui poursuivent des études.

Une mise en garde importante s'impose toutefois à la lumière de ces différents résultats : tout empiriques et positifs qu'ils soient, les liens entre le travail durant les études et la performance ultérieure sur le marché du travail ne sauraient pour autant être décrits en termes de causalité. Comme le souligne Weiss (1988) à propos des taux de rendements estimés de l'éducation, les caractéristiques individuelles non observées, mais corrélées avec des variables qui, elles, sont observées, peuvent être en partie à l'origine des résultats trouvés³. Derrière le travail pendant les études peut, par exemple, se cacher le sens de l'initiative des individus : cette variable latente n'apparaîtra pas nécessairement à l'analyse si bien que ce que l'on prendra pour une relation de causalité entre travail pendant les études et performance sur le marché du travail ne sera en fait qu'une relation piégée par les variables observées. En d'autres termes, si on prenait un individu au hasard

² À noter que ces estimations ont été obtenues pour ceux qui choisissent de ne pas s'inscrire au collège après leur secondaire.

³ Weiss désigne l'ensemble des traits non observés favorisant l'obtention du diplôme et le succès ultérieur sur le marché du travail par le vocable difficilement traduisible de « stick-to-itiveness ».

dans la population et qu'on lui faisait subir le « traitement » consistant à travailler 10 ou 15 heures pendant ses études, il n'est pas du tout certain que l'on observerait un effet bénéfique. Ruhm (1997) est tout à fait conscient de ce problème potentiel et y porte une attention particulière à l'aide de différentes méthodes. Que ses résultats soient robustes sur cette question laisse croire à un véritable effet bénéfique du travail pendant les études sur la performance postscolaire sur le marché du travail.

Si on s'entend dans la littérature sur l'incidence positive du travail pendant les études sur l'intégration des jeunes au marché de l'emploi, son impact sur la performance scolaire et sur le niveau de scolarité demeure un sujet de vives discussions. De l'avis général, cet impact est positif dans le cas des jeunes qui travaillent un nombre d'heures faible ou modéré. Mais une participation intensive au marché du travail apparaît le plus souvent risquée en termes de scolarisation.

D'Amico (1984) ainsi que D'Amico et Baker (1984) montrent que le temps consacré aux études, d'une part, et le temps consacré aux activités parascolaires (sports, etc.), d'autre part, diminuent avec le nombre d'heures de travail. Quant à l'effet sur le niveau de scolarité, leur conclusion est qu'il est néfaste ou bénéfique selon que les étudiants consacrent plus ou moins de vingt heures par semaine à leur travail. En d'autres termes, les étudiants qui travaillent moins de vingt heures par semaine ont un niveau moyen espéré de scolarité plus grand que ceux qui ne travaillent pas du tout ou que ceux qui travaillent plus de vingt heures par semaine. Des résultats similaires sont obtenus par McCartin, Schill et Meyer (1985), Steel (1991) et avec plus de nuances chez Barone (1993).

Les études de Greenberger et Steinberg (1980) et de Steinberg, Greenberger, et Ruggerio (1982) concluent aux effets négatifs certains du travail pendant les études. Steinberg et Dornbusch (1991) observent que travailler dix heures ou moins par semaine n'a aucun effet, positif ou négatif, sur la performance scolaire. Néanmoins, une augmentation du nombre d'heures entraîne des conséquences négatives de même nature que celles documentées dans les deux études précédentes. Selon Marsh (1991), le travail a des effets négatifs sur un ensemble d'indicateurs de performance scolaire, il aurait pour Turner (1994) des effets positifs ou négatifs (selon que le nombre d'heures travaillées est modéré ou élevé) sur trois paramètres précis : les résultats de tests d'habileté, les notes obtenues en classe et le niveau d'éducation⁴. Un des résultats les plus intéressants de Turner concerne l'emploi du temps des jeunes qui travaillent. Les données indiquent qu'en 1980, l'élève du secondaire en classe terminale passait en moyenne 18 heures par semaine à regarder la télévision et moins de 4 heures à faire ses devoirs. Selon Turner, le fait de travailler vingt heures par semaine réduit le temps

⁴ À noter que la différence majeure entre l'étude de Marsh et celle de Turner est que cette dernière accorde un soin particulier à essayer d'éliminer les biais d'endogénéité.

passé à faire ses devoirs de 3,2% seulement, ou 7,2 minutes par semaine, et celui passé à regarder la télévision de 19,9%, ou 3,6 heures par semaine. En bref, c'est sur les activités de loisirs que le travail empiète, ce qui explique sans doute pourquoi son incidence négative reste faible selon la plupart des études.

L'article récent de Ruhm (1997) montre que le nombre d'heures consacrées au travail pendant l'année « senior » est associé de façon positive et statistiquement significative avec la probabilité d'obtenir son diplôme, et ce même si Ruhm maintient la non-linéarité des effets du travail sur la probabilité d'obtenir le diplôme⁵. De plus, il n'y a aucune preuve empirique que le travail durant les deux années précédentes ait un quelconque impact significatif sur la probabilité de terminer ultérieurement ses études secondaires. Quant aux effets du travail sur les autres mesures de performance scolaire (années de scolarité et probabilité de cumuler 4 années ou plus d'études supérieures), notons qu'ils sont négatifs bien que guère significatifs, pour autant que le nombre d'heures de travail reste faible : ils s'aggravent dès que le nombre hebdomadaire d'heures de travail dépasse vingt. Finalement, Eckstein et Wolpin (1999) trouvent que si travailler pendant les études nuit à la performance scolaire, par ailleurs, des simulations de politiques tirées de leur modèle indiquent que même sous des conditions sévères de prohibition de travail pendant les études, celles-ci auraient peu d'impact sur le taux de réussite au secondaire des étudiants blancs américains.

Pour compléter cette brève recension et établir un lien plus étroit avec le modèle théorique développé dans la prochaine section, mentionnons l'article de Cameron et Heckman (1994) qui cherche à définir les différents déterminants des choix scolaires sur la base des données du NLSY. Cameron et Heckman considèrent qu'aller à l'école comporte un coût d'opportunité, équivalant au revenu qu'un individu pourrait gagner en travaillant à temps plein. Selon eux, plus ce coût d'opportunité est élevé, plus l'abandon scolaire portera à conséquence. En effet, les individus « à la marge de la décision » sortir/terminer, par exemple en raison d'un goût moins marqué pour l'éducation ou en raison d'une plus grande incertitude perçue quant à la probabilité qu'ils entreprennent et terminent des études supérieures (plus payantes), vont être sensibles à tout changement dans ce coût.

La relation travail-abandon est donc plus complexe que ce que l'on peut croire *a priori*. C'est la nature de cette relation que la présente étude entend préciser, en explorant toute la gamme des causes du décrochage et en étudiant les motifs qui poussent un jeune à travailler à temps partiel ou à délaisser les bancs d'école. Nous portons une attention particulière aux variables qui pourraient être considérées comme des variables de politiques d'intervention, comme par exemple le salaire minimum et l'âge légal à partir duquel un étudiant peut abandonner l'école.

⁵ Il modélise l'effet des heures à l'aide d'une spécification quadratique.

Depuis quelques années, tous les milieux politiques, économiques et sociaux s'inquiètent du problème du chômage et de l'intégration des jeunes au marché du travail et multiplient les mesures destinées à résoudre le premier et à encourager la seconde. C'est ainsi que DRHC mettait sur pied récemment et finançait un programme visant à favoriser l'insertion sur le marché du travail de 9 000 jeunes gens de Toronto, âgés de 16 à 29 ans, qui ont quitté l'école sans obtenir leur diplôme d'études secondaires. Ce programme de subventions garantit aux firmes, pour une période d'environ six mois, le versement de la moitié des salaires des jeunes qu'elles embauchent⁶. Une telle initiative indique clairement combien la situation actuelle des jeunes est préoccupante. Pourtant ce n'est pas d'hier que les jeunes se heurtent aux problèmes de chômage. Alors pourquoi leur sort préoccupe-t-il tant aujourd'hui ? Ou bien le phénomène n'est pas nouveau, c'est-à-dire que la pression pour insérer les jeunes sur le marché du travail a toujours été mais on a tendance à l'oublier avec les reprises économiques, ou bien on perçoit la situation présente comme particulièrement inquiétante dans un contexte de globalisation des échanges et de crise importante des finances publiques. Avec la mondialisation de l'économie, les emplois disponibles se raréfient et le travailleur inexpérimenté et peu qualifié, où qu'il vive, se retrouve dans une condition de compétitivité féroce. De plus, la dette publique, qui se situe toujours à un niveau inquiétant, laisse assez peu de marge de manœuvre aux gouvernements pour intervenir. Une chose est assurée : il faut atteindre des taux de croissance élevés pour soutenir un taux d'emploi stable et sortir le plus grand nombre de personnes possibles d'une sous-qualification relative face aux nouvelles exigences du marché du travail. En examinant le problème de l'abandon des études, nous espérons aider à la réalisation de qualifier les jeunes en accroissant leur stock de capital humain. Est-il nécessaire de rappeler que selon toutes les études actuelles sur la croissance endogène, l'accroissement du stock de capital humain dans une économie est garant d'une croissance économique soutenue.

À court terme, il est également très important d'étudier la question de l'abandon scolaire. Selon l'étude précitée (SC-DRHC, 1993), 18% des jeunes abandonnent leurs études secondaires⁷. De plus les gouvernements, qui subissent de fortes pressions pour intégrer les jeunes au marché du travail ou pour améliorer leurs conditions salariales, pourraient être amenés à préconiser des solutions qui inciteront peut-être à

⁶ *Toronto Star*, 23 janvier 1998.

⁷ Le lecteur attentif notera que, dans la présente étude, nous établissons à 12%, et non à 18%, le taux de départ du secondaire. La différence s'explique du fait que nos estimations économétriques s'appuient sur d'autres variables que la variable « abandon » et que, pour plusieurs de ces variables, les données manquantes concernent principalement les décrocheurs. En pratique, il existe bel et bien 18% de décrocheurs à l'échelle canadienne, mais nous ne sommes en mesure d'expliquer les déterminants de l'abandon scolaire que pour un sous-ensemble de l'échantillon de nos données d'enquête. Nos résultats sont-ils valables pour les autres ? Cette question n'est pas triviale et soulève le problème de biais de sélection sur lequel nous reviendrons dans ce texte.

l'abandon scolaire ! Dans la présente étude, nous allons porter une attention particulière à cette dernière question, en profitant du caractère longitudinal de l'enquête nationale mise à notre disposition. En tenant compte des variations selon le temps et les provinces, nous sommes en mesure d'introduire l'effet sur l'abandon scolaire ou sur le travail pendant les études des taux de chômage régionaux, des taux de salaire minimum différenciés et des variations dans l'âge légal d'abandon scolaire.

Le plan de cette étude est le suivant : dans la section 2 nous discutons de la problématique théorique. Dans la section 3, nous offrons et discutons quelques statistiques descriptives et donnons un cadre opérationnel à la problématique théorique en spécifiant diverses formulations économétriques des comportements. Nous présentons les données de l'étude économétrique, décrivons la construction des variables, et discutons les résultats économétriques. La section 4 conclut le texte.

2 Modélisation théorique

2.1 Modèles de choix travail-abandon

Sur quoi les individus se basent-ils pour décider d'abandonner ou non les études ? Qu'est-ce qui motive les jeunes à travailler durant leurs études ? On sait que l'individu poursuit ses études si celles-ci lui procurent des avantages. Bien que ces avantages puissent être liés au plaisir de l'étude, la théorie du capital humain suggère surtout de considérer l'éducation comme un investissement. Cet investissement permet d'anticiper des flux de revenus et une consommation de biens et de services plus élevés dans le futur. Mais l'investissement a un coût d'opportunité : investir c'est également renoncer à consommer dans l'immédiat les biens et services. En résumé, c'est renoncer à un travail permanent. Tout de suite, on voit se dessiner un compromis possible entre le mariage études/travail à temps partiel et l'entrée immédiate sur le marché du travail. Certains étudiants qui décident de travailler pendant leurs études chercheraient dans une certaine mesure à réduire le coût d'opportunité lié aux études, la désutilité du renoncement à la consommation. Par ailleurs, nous avons parlé d'anticipations de flux de revenus futurs liés à un investissement dans les études. Or, pour certains étudiants, rien ne garantit la réalisation de ces anticipations. Plusieurs sources d'incertitude existent. La formation reçue prépare-t-elle au marché du travail ? Certains étudiants pourraient ne pas voir dans l'immédiat l'intérêt de s'assurer d'un emploi par une formation académique et ils peuvent chercher à élargir leurs expériences par un travail à temps partiel. D'autres n'anticipent pas ou ne croient tout

simplement pas que les études assureront leur avenir. Se lancer carrément sur le marché du travail ne vaut-il par mieux que « d'user ses fonds de culottes sur les bancs d'école » ?

Toute cette mécanique de décisions est évidemment complexe et dans une large mesure idiosyncratique : mentionnons, parmi les facteurs qui doivent être pris en compte, l'aptitude scolaire, l'ambition, la motivation et l'effort individuel, l'influence du milieu socio-économique et l'information dont dispose l'individu sur la rentabilité de l'éducation et sur le marché du travail, etc. Il existe néanmoins des facteurs qui touchent les décisions de tous et chacun. Par exemple, si les taux de chômage sont élevés, il sera certainement plus difficile pour un étudiant de trouver un emploi à temps partiel, ou un emploi permanent s'il se décide à abandonner ses études. De même, des salaires minimums relativement élevés peuvent constituer une incitation au travail et même à l'abandon scolaire pour des étudiants auxquels un diplôme n'offre aucune garantie réelle de meilleures conditions salariales. Mais ils peuvent à l'inverse accroître le chômage (une situation que des auteurs ont remise en question récemment) et devenir alors un frein au décrochage, un marché du travail saturé ayant pour effet de retenir les étudiants à l'école. En définitive, l'effet dépendra principalement de l'impact du salaire minimum sur le taux de chômage lui-même. Mais quel que soit cet impact, le principe de causalité qui unit décrochage et travail restera toujours biunivoque : tantôt la décision d'abandonner les études entraînera une intégration progressive au marché du travail par l'exercice d'un emploi à temps partiel, tantôt ce sera l'expérience de travail (à temps partiel) qui motivera la décision de quitter l'école. Les décisions peuvent être également prises de façon simultanée : lorsque l'on a accepté un emploi partiel, on a également pris la décision d'abandonner ultimement ses études. Les estimations économétriques devraient tenir compte de tous les déterminants idiosyncratiques et autres, et de toutes les séquences dynamiques possibles des décisions.

Dans cette section toutefois, nous allons porter notre attention sur la modélisation des choix scolaires par les individus dans le cadre d'un modèle simple de capital humain. Cette simplicité nous permet de « braquer » les projecteurs sur les facteurs économiques qui sont susceptibles de jouer un rôle, et ce quelles que soient les particularités des individus. Néanmoins, loin de nier l'importance de facteurs autres qu'économiques pour expliquer le phénomène du décrochage scolaire⁸, la banque de données intègre des variables concernant le milieu familial, les interactions sociales, etc., et nous nous efforçons de les exploiter dans nos analyses empiriques. Toutefois, il nous semble important de mettre au premier rang des facteurs explicatifs du décrochage la rationalité économique des agents. Un manque d'intérêt

⁸ Citons, à titre d'exemple, le concept de « capital social » (entre autres, James Coleman et Thomas Hoffer [1987]) qui fait intervenir l'importance d'un réseau de contacts inter-personnels ainsi que l'interaction soutenue avec les adultes afin de faire prendre conscience au jeune des attentes à son égard ainsi que des normes sociales conventionnelles.

pour l'école peut toujours être compensé par la perspective de revenus futurs intéressants. Dès que cette perspective disparaît, il est à prévoir que l'information circulera parmi les jeunes qui ne sont pas au départ prédisposés à l'apprentissage scolaire et que plus nombreux seront ceux qui décideront alors de ne pas terminer leurs études.

2.2 Le choix du niveau de scolarité

Notre hypothèse de travail repose sur le fait que les individus choisissent le niveau de scolarité qui, selon eux, maximisera leur bien-être. Le modèle simple présenté ici illustre cette idée. Il est peut-être même simpliste pour trois raisons. D'abord, il suppose l'absence d'aversion pour le risque en ce sens que les individus ne cherchent qu'à maximiser l'espérance du revenu. Deuxièmement, nous faisons l'hypothèse que l'individu, une fois qu'il a trouvé un emploi, le garde à vie. Bien sûr, cette hypothèse n'est pas vérifiée en réalité, les premières années sur le marché du travail étant au contraire marquées par de fréquentes transitions⁹. Mais simplifiée de la sorte, cette hypothèse s'avère grandement utile du fait qu'elle nous permet de mettre en lumière le rôle précis joué par un certain nombre de facteurs. Troisièmement, les distributions du revenu propres à chaque niveau de scolarité sont connues des jeunes. Cette hypothèse peut sembler banale *a priori* puisqu'un des faits les plus attestés de la littérature empirique en économie est que l'éducation rapporte : en moyenne, un individu qui acquiert une année de plus de scolarité voit son revenu annuel augmenter d'environ 6 – 8%¹⁰. Toutefois, le fait que des jeunes décident de ne pas terminer leurs études secondaires, même en sachant qu'il leur en coûtera quelque chose, peut s'interpréter de deux façons différentes et opposées : ou bien les jeunes ignorent que l'éducation est rentable, ou bien ils le savent mais n'utilisent pas cette information à bon escient, ce qui suppose une déviation par rapport à l'hypothèse commune en économie de la rationalité des agents. Une autre possibilité envisageable est que l'intérêt pour l'éducation diffère au sein de la population étudiante : pour certains jeunes, l'activité d'apprentissage est plaisante ou à tout le moins « neutre » alors que pour d'autres, elle est déplaisante au point que plusieurs d'entre eux abandonnent leurs études, même en sachant qu'ils hypothèquent ainsi leur avenir. D'ailleurs, le risque de décrochage est souvent plus grand chez les individus qui sont séduits par l'attrait de gains immédiats ou, plus généralement, des gains de court terme : pour eux, tout ce que leur procure le salaire qu'ils pourront tou-

⁹ Voir Topel et Ward (1992) sur ce point.

¹⁰ L'ampleur du « taux de rendement » de l'éducation est encore un sujet de débat. Toutefois, un consensus semble se dégager selon lequel les taux de rendement mesurés à partir de données en coupes transversales ont plutôt tendance à *sous-estimer* le « vrai » taux de rendement, à tout le moins aux États-Unis. Voir Card (1994) pour un survol de cette littérature.

cher à la suite d'un départ prématuré de l'école compense largement pour le renoncement à des perspectives de salaires plus élevés.

Nonobstant ces considérations importantes, nous voulons ici examiner le rôle de l'environnement économique sur le processus décisionnel relatif au choix de scolarité. Supposons qu'il y ait deux statuts de scolarité possibles, diplômé et non-diplômé¹¹. Nous adoptons la notation suivante :

$F_1(w)$: distribution des salaires w à laquelle fait face l'individu non diplômé.

$F_2(w)$: distribution des salaires w à laquelle fait face l'individu diplômé.

w_{min} : salaire minimum.

$T \in \{0, 1\}$: variable binaire indiquant si l'individu travaille pendant ses études.

$p_1(w_{min}, T)$ = probabilité de trouver un emploi pour l'individu non-diplômé.

$p_2(w_{min}, T)$ = probabilité de trouver un emploi pour l'individu diplômé.

r = probabilité d'obtenir le diplôme d'études secondaires.

δ = facteur d'escompte.

$a \in 0, 1$: variable de choix de l'individu (abandon).

Nous supposons que l'individu, à la fin de la période t_0 , doit décider si il abandonne ses études et entre sur le marché du travail au début de la période t_1 ou si il poursuit ses études au cours de la période t_1 dans l'espoir d'obtenir son diplôme à la fin de la période. Si l'individu décide de poursuivre ses études, il entrera sur le marché du travail au début de la période t_2 , qu'il ait réussi ou non à obtenir son diplôme. On suppose, de plus, que les probabilités de détenir un emploi et que les distributions de salaires ne varient pas au cours du temps. L'individu choisit de poursuivre ou non ses études en maximisant son espérance de gain sur un horizon infini.

La solution de son problème consiste donc, en supposant pour simplifier l'illustration que $r = 1$, de choisir $a = 1$ si¹²

$$p_1(w_{min}, T) \int_{w_{min}} w dF_1(w) \geq \delta p_2(w_{min}, T) \int_{w_{min}} w dF_2(w) \quad (1)$$

¹¹ Le modèle s'applique tout aussi bien à la décision de poursuivre au niveau universitaire.

¹² L'espérance de gain de l'individu, s'il choisit d'abandonner ses études est égale à :

$$[1/(1 - \delta)] \left[p(w_{min}, T) \int_{w_{min}} w dF_1(w) \right]$$

S'il poursuit ses études, son espérance de gain est :

$$[1/(1 - \delta)] \delta \left[r p_2(w_{min}, T) \int_{w_{min}} w dF_2(w) + (1 - r) p_1(w_{min}, T) \int_{w_{min}} w dF_1(w) \right]$$

Si on suppose que $r = 1$, on obtient après simplification, l'inégalité indiquée dans l'expression (1).

Différents scénarios peuvent être décrits à partir de ce cas de figure. D'abord, si $p_1(w_{min}, T) \int_{w_{min}} wdF_1(w) = p_2(w_{min}, T) \int_{w_{min}} wdF_2(w)$, en d'autres termes si l'espérance de gain pour le décrocheur est égale à l'espérance de gain pour le diplômé, alors l'individu choisit $a = 1$, c'est-à-dire qu'il abandonne à moins qu'il n'ait aucune préférence pour le présent ou même qu'il ait une préférence pour l'avenir ($\delta > 1$), l'une et l'autre possibilité étant peu plausibles¹³. De plus, même si l'espérance de gain est plus grande lorsque l'on persévère, si $\delta < 1$ (l'individu escompte les gains futurs), il existe une valeur critique strictement positive,

$$p_1(w_{min}, T) \int_{w_{min}} wdF_1(w) - p_2(w_{min}, T) \int_{w_{min}} wdF_2(w)$$

telle que continuer ou abandonner ses études devient indifférent pour l'individu. Ce résultat est important car il signifie que, si les conditions économiques des diplômés se détériorent davantage que celles des décrocheurs, le taux d'abandon scolaire devrait augmenter, toutes choses étant égales par ailleurs. Inversement, ce taux devrait diminuer si le gain lié à l'obtention d'un diplôme tend à s'accroître.

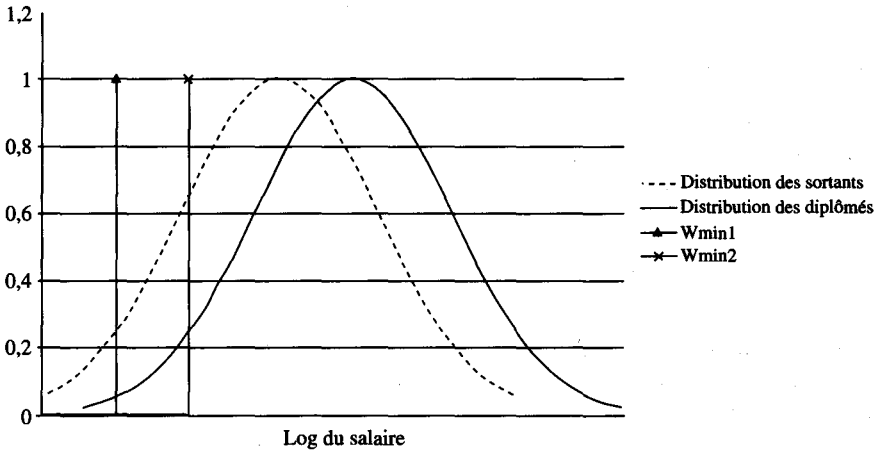
Notons que ces conclusions sont tout à fait conformes aux résultats obtenus par Cameron et Heckman (1994), selon qui les individus sont sensibles aux conditions économiques de leur comté de résidence, particulièrement ceux qui sont « à la marge de la décision ». Il apparaît en effet qu'une augmentation du revenu moyen dans le comté pour une quelconque catégorie de décrocheurs potentiels correspond à un déplacement vers la droite de la distribution des salaires.

Dans un article récent, Alan Krueger (1997) montre que la prime salariale moyenne que touchent les diplômés du secondaire par rapport à celles accordées aux décrocheurs suit une tendance très nette à la hausse et ce, depuis le début des années 80. Or, le taux d'abandon aux États-Unis a suivi une tendance légèrement à la baisse au cours des années 80 et au début des années 90. Sans vouloir tirer de conclusions hâtives, nous estimons que ces tendances invitent à réfléchir sur le rôle que les possibilités économiques jouent dans le processus d'abandon. De plus, tel qu'il est discuté à la section 8 du document SC-DRHC (1993), au Canada, les sortants et les diplômés touchent sensiblement les mêmes revenus de travail « extrêmement modestes » et ce, pour des heures travaillées qui ne présentent pas de différences notables¹⁴.

¹³ Cet individu peut évidemment avoir un goût marqué pour l'activité d'apprentissage en elle-même. Nous faisons abstraction de cette considération ici, bien qu'elle soit manifestement importante. En effet, comme nous allons le voir plus loin, l'éducation des parents joue un rôle important dans la persévérance des enfants à l'école, soit parce que l'éducation est une valeur qu'il s'agit pour les parents de faire respecter et pour les enfants de respecter, soit tout simplement parce que le goût pour l'éducation et le plaisir d'apprendre se transmettent d'une génération à l'autre.

¹⁴ Exception faite, peut-être, du pourcentage des sortants qui travaillent 50 heures et plus par rapport au pourcentage des hommes diplômés (26% contre 17%). Voir Tableau 8-2.

Graphique 1 : Hausse du salaire minimum et changement dans le salaire moyen



L'influence du salaire minimum est par ailleurs ambiguë. D'une part, comme il s'agit de la borne inférieure de la distribution des salaires, il entraîne forcément, dès qu'on l'augmente, une hausse du salaire moyen. D'autre part, parce qu'il rationne les emplois dans l'économie, la probabilité de trouver un emploi devrait en principe être une fonction décroissante du salaire minimum. Un cas intéressant est celui où $\partial p_1(w_{min}, T)/\partial w_{min} = \partial p_2(w_{min}, T)/\partial w_{min}$, c'est-à-dire le cas où l'effet du salaire minimum sur la probabilité de trouver un emploi est le même pour les diplômés que pour les sortants. Dans ce cas, comme F_2 domine stochastiquement au premier ordre F_1 ¹⁵, l'effet d'une hausse du salaire minimum sur les attentes salariales est plus grand avec F_1 qu'avec F_2 comme l'illustre le Graphique 1. Cela signifie que hausser le salaire minimum accroîtrait le gain relatif associé au décrochage. En effet, si le salaire minimum passe de w_{min1} à w_{min2} , l'effet de cette hausse sur la moyenne des deux distributions n'est pas le même car la masse de probabilité correspondant à l'intervalle $w_{min1} - w_{min2}$ est plus grande pour la distribution des sortants qu'elle ne l'est pour celle des diplômés.

Formellement, supposons que le log du salaire est distribué normalement. Dans le cas de F_1 , supposons que $w \sim N(0, 1)$ alors que pour F_2 , $w \sim N(\gamma, 1)$, avec $\gamma > 0$. Nous obtenons alors les résultats suivants :

avec F_1 : $E(w|w > w_{min}) = \phi(w_{min1})/[1 - \Phi(w_{min1})] \equiv M_1$

avec F_2 : $E(w|w > w_{min}) = \gamma - \phi(w_{min1})/[1 - \Phi(w_{min1} - \gamma)] \equiv M_2$
 où ϕ et Φ sont respectivement la fonction de densité et la fonction de

¹⁵ $F_2(x) \leq F_1(x)$, pour tout x .

distribution cumulative. Nous voulons comparer

$$\frac{dM_1}{dw_{min}} = \frac{\phi(w_{min1})}{[1 - \Phi(w_{min1})]} \left[\frac{\phi(w_{min1})}{[1 - \Phi(w_{min1})]} - w_{min} \right]$$

avec

$$\frac{dM_2}{dw_{min}} = \frac{\phi(w_{min1} - \gamma)}{[1 - \Phi(w_{min1} - \gamma)]} \left[\frac{\phi(w_{min1} - \gamma)}{[1 - \Phi(w_{min1} - \gamma)]} - (w_{min} - \gamma) \right]$$

Or, on peut démontrer que

$$\frac{dM_1}{dw_{min}} - \frac{dM_2}{dw_{min}} > 0$$

Si l'effet d'une hausse du salaire minimum sur la probabilité de trouver un emploi n'est pas le même pour les deux groupes, et si en particulier il désavantage les sortants, alors l'effet total est ambigu.

Il importe de noter que ce modèle simple suppose que le niveau de scolarité « terminal » correspond au diplôme et que, pour les diplômés, les gains proviennent uniquement du marché de l'emploi. Un modèle plus réaliste tiendrait compte du gain espéré du diplômé, incluant le gain associé à d'éventuelles études supérieures¹⁶. Dans le modèle ci-dessus, on fait complètement abstraction de cette « valeur d'option » qui s'offre aux diplômés : poursuivre des études avancées qui augmenteraient leur espérance de gains futurs. En quelque sorte, le modèle décrit s'intéresse aux groupes d'individus pour qui les seuls choix pertinents concernent l'obtention ou non du diplôme d'études secondaires et qui n'ont aucunement l'intention de poursuivre des études au-delà du secondaire.

Nous avons également supposé que le travail pendant les études ($T = 1$) affectait la probabilité de trouver un emploi. Selon nous, une expérience sur le marché du travail permet aux jeunes de repérer plus facilement des possibilités d'emploi à temps plein pendant ou à la fin de leurs études, ou $p_i(w_{min}, T = 1) > p_i(w_{min}, T = 0)$ $i = 1, 2$ ¹⁷. Si l'effet de $T = 1$ est le même pour p_1 et p_2 , alors le gain relatif lié au décrochage augmente car l'effet positif sur p_2 est réduit par le facteur d'escompte $\delta < 1$. Toutefois, même si cette variable est considérée comme exogène dans le modèle, en fait la décision de travailler est endogène et nous la modéliserons économétriquement comme telle¹⁸.

¹⁶ Voir Altonji (1993) concernant ce point précis.

¹⁷ À cet égard, il est intéressant de noter que les données du Suivi sur l'enquête des sortants révèlent que les transitions vers le marché du travail à temps plein s'effectuent pour plusieurs d'entre elles dans le cadre d'un emploi occupé pendant les études.

¹⁸ Il est bien sûr possible de rendre T endogène dans le modèle et de lui conférer un effet supplémentaire (négatif) sur la probabilité d'obtenir le diplôme. L'individu choisit alors a et T simultanément. Toutefois, les conditions de premier ordre d'un tel problème ne sont pas très informatives puisqu'il y a plusieurs termes de signes opposés. Essentiellement, ces conditions expriment la décision optimale de l'individu en termes du bénéfice marginal à travailler versus le coût marginal qui s'exprime ici par le biais de l'effet négatif de T sur la probabilité de terminer ses études.

Enfin, plus r est faible, plus l'avantage relatif du décrochage s'accroît. Ce paramètre reflète en grande partie les particularités de chacun, que ce soit en termes de difficultés d'apprentissage ou simplement en termes de désintérêt pour l'éducation, ces deux facteurs étant souvent indissociables.

3 L'analyse empirique de l'abandon et du travail pendant les études

3.1 Les données et quelques statistiques descriptives

Statistique Canada a été mandatée en 1991 par le ministère de l'Emploi et de l'Immigration (maintenant le Développement des ressources humaines Canada) afin d'étudier de près le décrochage au secondaire et d'identifier les différents facteurs d'abandon scolaire. Entre avril et juin 1991, l'organisme fédéral a mené une vaste enquête auprès d'un échantillon aléatoire stratifié de 18 000 jeunes, sortants, « persévérants » ou diplômés. Des 10 782 individus qui ont été contactés avec succès, 9 460 ont été interviewés, ce qui constitue un taux de réponse de 88%. De nombreuses questions ont été posées sur les caractéristiques familiales, la performance à l'école, les habitudes de vie, les interactions sociales ainsi que les activités sur le marché du travail.

La procédure d'échantillonnage utilisée par Statistique Canada a entraîné une surreprésentation des sortants. Essentiellement, les individus ont été sélectionnés aux fins de cette enquête à partir des fichiers du programme des allocations familiales, qui sont considérés comme la source la plus exhaustive de personnes âgées de moins de 15 ans. Les fichiers du programme d'allocations familiales s'échelonnent sur cinq ans ont été utilisés afin de constituer un bassin d'individus âgés de 18 à 20 ans. Toutefois, à partir de l'âge de 15 ans, de nombreux individus cessent de bénéficier des allocations familiales¹⁹ et ce, pour toutes sortes de raisons qui figurent dans les fichiers. Ces raisons ont leur importance, car Statistique Canada les utilise afin de stratifier son échantillon : une première strate concerne les « potentiels », c'est-à-dire les jeunes qui risquent davantage d'abandonner l'école, et les « non-potentiels ». Les « potentiels » sont ceux auxquels on cesse de verser des allocations pour l'une ou l'autre des raisons suivantes : « le parent ne subvient plus aux besoins de l'enfant », « l'enfant est marié » et « l'enfant a un revenu ». Or, il se trouve que les « potentiels » sont effectivement des sortants dans plus de 80% des cas (moyenne canadienne approximative) alors que les « non-potentiels » sont des sortants dans moins

¹⁹ De façon plus exacte, la personne étant considérée comme ayant le jeune à charge reçoit l'allocation.

de 20% des cas. Comme les « potentiels » ont été sur-échantillonnés, il s'ensuit que les sortants sont aussi sur-échantillonnés. Il est possible que l'inférence statistique que l'on cherche à tirer de l'analyse du groupe échantillonné soit sensible à la non-représentativité de l'échantillon brut. Toutefois, comme les poids reflétant la représentativité des répondants figurent dans l'enquête, il est possible de les utiliser dans les procédures statistiques ou dans le simple calcul de moyennes des échantillons²⁰. Le questionnaire de l'enquête est rétrospectif, puisqu'il porte sur la période qui s'étend de 1984 à 1991 : les 9 460 jeunes de l'échantillon de base étaient alors soit des diplômés (études secondaires achevées avec diplôme), soit des sortants (études interrompues), soit des « persévérants » (études en cours). En plus des variables de l'enquête proprement dite, nous recourrons à des variables reflétant les conditions économiques du comté de résidence des enquêtés²¹. Cependant, le nombre d'observations pour certaines des variables qui nous intéressent est limité à 5584, car il faut compter avec une importante attrition des données, due notamment aux estimations qui intègrent des observations sur le niveau d'éducation des parents²². En effet, il y a de bonnes raisons de penser que l'éducation des parents est un important facteur de scolarisation, ce qui nous sera d'ailleurs confirmé par les résultats d'estimations.

On notera pour l'instant que le taux d'abandon est systématiquement plus faible dans l'échantillon restreint où les jeunes qui ignorent le niveau de scolarité de leurs parents (ou qui refusent de le préciser) sont exclus. Le niveau de scolarité des parents des exclus risque fort d'être plus bas que le niveau de scolarité parental moyen de l'échantillon complet, ce qui peut introduire un biais de sélection dont il faudra être conscient dans l'interprétation des résultats économétriques²³.

²⁰ À noter toutefois que l'utilisation des poids dans des modèles non linéaires tels que ceux développés dans ce rapport est plus problématique que dans le cas des modèles linéaires. Au sujet des méthodes appropriées dans les cas des procédures d'échantillonnage dites « choice-based sampling », voir, entre autres, Manski et Lerman (1977), Coslett (1981), Manski et McFadden (1981) et Imbens (1992).

²¹ L'annexe A fournit une liste détaillée des variables retenues dans les spécifications économétriques et donne pour chacune d'elles une définition et des informations sur sa provenance.

²² Les non répondants sur le niveau d'éducation des parents nous font perdre 1630 observations dont 46,38% sont des décrocheurs (28,09% en tenant compte des pondérations). Une autre source d'attrition dans les données pour fins d'analyses statistiques est la décision d'exclure a priori tous les individus qui ont diplômé ou abandonné avant 1987. Avant cette date le taux de chômage par région métropolitaine de recensement, RMR, n'est pas disponible et le caractère rétrospectif de l'enquête rend l'information trop lointaine moins fiable. Notons qu'il est vraisemblable que cette décision n'introduit pas de biais dans les estimations économétriques.

²³ Cette conjecture s'appuie sur le fait que la scolarité des parents est négativement corrélée avec l'incidence de l'abandon. Il est cependant possible que les parents dont les enfants ne connaissent pas le niveau de scolarité ne soient pas systématiquement différents de la moyenne. Ce serait le cas si les enfants qui ne connaissent pas le niveau de scolarité de leurs parents avaient une caractéristique non observée corrélée positivement avec la propension au

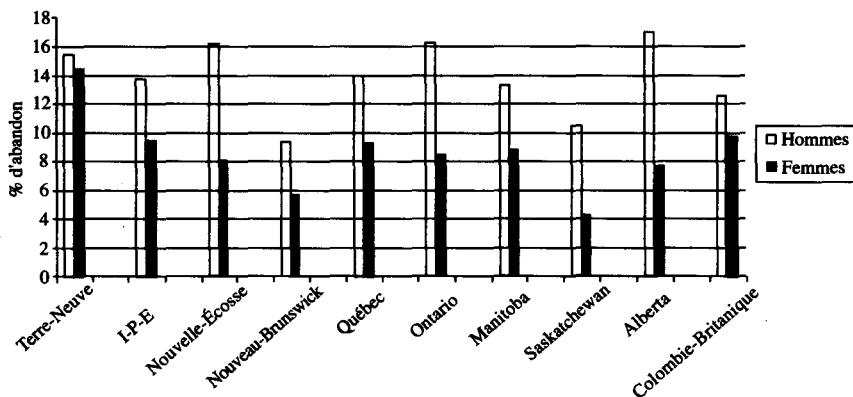
Tableau 1 : Le taux d'abandon selon la province et le sexe exprimé en pourcentage

	Hommes		Femmes	
	Non pondérées	Pondérées	Non pondérées	Pondérées
	N = 2778	N = 403 249	N = 2806	N = 379 508
Terre-Neuve	24,90	15,43	18,80	14,46
Ile-du-Prince-Édward	17,92	13,76	8,25	9,44
Nouvelle-Écosse	19,47	16,12	12,60	7,97
Nouveau-Brunswick	24,42	9,35	16,08	5,67
Québec	35,41	14,02	28,23	9,29
Ontario	29,79	16,07	32,60	8,42
Manitoba	19,26	13,16	15,85	8,69
Saskatchewan	20,66	10,36	14,41	4,19
Alberta	30,16	16,93	26,60	7,63
Colombie-Britannique	25,61	12,57	27,04	9,72

Ce que montre le tableau 1, c'est que la propension au décrochage est plus forte chez les hommes que chez les femmes. Le tableau révèle également qu'il n'y a pas de province qui se démarque, à l'exception peut-être de Terre-Neuve où les taux de décrochage chez les hommes et les femmes sont parmi le plus élevé au pays. Soulignons que, toutes choses égales par ailleurs, le Québec, où le secondaire se fait en cinq ans et non en six, devrait présenter un taux de décrochage inférieur à celui des autres provinces canadiennes. La figure 1 reproduit les données du tableau 1.

Les trois tableaux suivants mettent en lumière le lien qui existe entre les heures travaillées, la performance scolaire et le pourcentage de sortants. Le tableau 2 montre que le pourcentage des étudiants qui réussissent très bien (notes scolaires de 80% et +) est sensiblement le même chez ceux qui ne travaillent pas et chez ceux qui travaillent quinze heures ou moins par semaine. Par contre, ce pourcentage di-

crochage. Mais *a priori*, cette caractéristique reste improbable et il est difficile de trouver en quoi elle pourrait consister au juste. Par ailleurs, on ne saurait conclure à l'existence d'un biais dans l'estimation des paramètres sur la base d'un lien entre le décrochage et l'ignorance des répondants quant au niveau de scolarité de leurs parents. La question est empirique, et nous aurons l'occasion d'y revenir plus en détails dans un texte subséquent. Mentionnons que plusieurs pistes complémentaires de recherche seront présentées en conclusion de la présente étude.

Figure 1 : Abandon scolaire par sexe (données pondérée)


Source : Enquête sur les sortants, 1991

Tableau 2 : Pourcentage des étudiants selon les heures travaillées et la performance scolaire

	Ne travaille pas	1 à 15 heures	+ 15 heures
Difficultés en langue maternelle	19,78	18,47	23,61
Difficultés en mathématiques	40,83	41,98	43,76
Performance scolaire :			
80 et plus	27,66	28,58	17,82
70-79	44,22	48,08	45,15
60-69	24,83	20,67	32,71
Moins de 60	3,29	2,67	4,32
Total	100	100	100

Note : Les calculs ont été effectués avec les données pondérées. La performance scolaire est mesurée par la moyenne cumulative.

minue sensiblement chez les jeunes qui travaillent plus de 15 heures. Le pourcentage d'étudiants qui reconnaissent avoir eu des difficultés en langue maternelle ou en mathématiques augmente lorsqu'ils travaillent plus de 15 heures. À première vue, le tableau 2 indique ainsi qu'une participation intensive au marché du travail affecte les résultats scolaires.

Il faut cependant rester prudent dans l'interprétation d'une telle conclusion, puisqu'il est tout aussi plausible que les étudiants qui décident de travailler plus de 15 heures soient précisément ceux qui

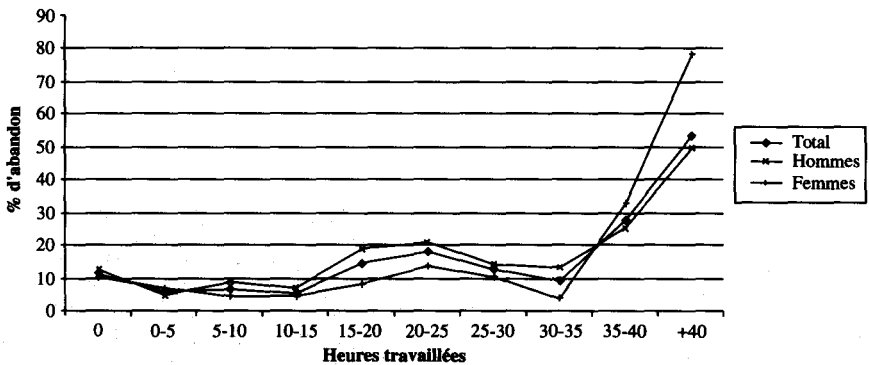
Tableau 3 : *Le taux d'abandon par heures travaillées exprimé en pourcentage (Données pondérées)*

Heures travaillées	Échantillon total		Hommes		Femmes	
	% d'abandon	#Obs	% d'abandon	#Obs	% d'abandon	#Obs
0	11,43	281 771	16,63	139 108	10,25	142 663
0 - 5	5,71	19 419	4,62	9 577	6,77	9 843
5 - 10	6,37	77 587	8,62	34 677	4,56	42 910
10 - 15	5,40	127 476	6,79	52 177	4,44	75 299
15 - 20	14,24	152 344	18,99	85 152	8,23	67 192
20 - 25	18,22	54 080	20,84	34 615	13,56	19 465
25 - 30	12,67	28 497	13,88	19 554	10,03	8 943
30 - 35	9,08	11 947	13,14	6 689	3,92	5 258
35 - 40	27,77	22 378	25,48	15 444	32,87	6 934
+40	53,45	7 258	49,50	6 257	78,18	1 000
Total		782 757		403 249		379 508

réussissent en moyenne moins bien et qu'en fait, travailler plus de 15 heures ne cause pas une baisse des performances scolaires. On voit à nouveau que le rapport de causalité entre travail et réussite scolaire est un problème complexe.

Au tableau 3, nous illustrons le phénomène empirique central de la présente étude, soit le lien entre les heures travaillées et le taux moyen d'abandon. Le tableau indique que, pour les hommes comme pour les femmes qui travaillent moins de 15 heures par semaine, la tendance est à une baisse du taux d'abandon. La figure 2 illustre précisément ce phénomène : le profil du taux d'abandon a une forme en U et il est intéressant de noter que le taux d'abandon, s'il augmente pour atteindre à 15-20 heures un palier plus élevé qu'à 0-15 heures, se stabilise ensuite pour rester sensiblement le même jusqu'au seuil des 35 heures de travail par semaine²⁴. On peut en déduire que l'effet du travail sur le décrochage est plutôt constant du moment qu'on franchit un certain seuil. Par contre, il est également possible que la composition de l'échantillon change de façon systématique à mesure que le nombre d'heures travaillées augmente, masquant peut-être un effet nuisible croissant. Afin de vérifier cette conjecture, le tableau 4

²⁴ En toute rigueur, on observe une diminution du taux d'abandon entre 25 et 35 heures. Ceci témoigne de la nonlinéarité dans la relation abandon et travail pendant les études.

Figure 2 : Taux d'abandon selon le nombre d'heures travaillées


Note: Le nombre d'observations représente la somme du nombre d'individus dans la population que représente chaque observation dans l'échantillon tel que reflété par les pondérations.

Tableau 4 : Lien entre l'abandon, la performance scolaire et le nombre d'heures travaillées (Données pondérées)

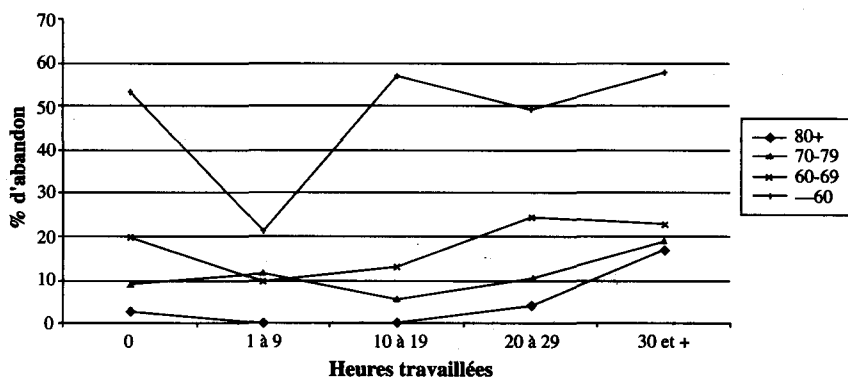
	Heures travaillées					% total de l'échantillon
	0	1 à 9	10 à 19	20 à 29	30 et +	
Performances scolaires	Pourcentage d'abandon					
80 +	2,48	0,05	0,11	3,94	16,80	24,45%
70-79	9,32	11,66	5,47	10,14	18,92	45,65%
60-69	19,62	9,56	12,92	24,38	22,85	26,46%
60 -	53,16	21,02	56,84	49,13	57,74	3,48%
% total de l'échantillon	36,00%	6,89%	27,74%	20,95%	8,42%	100%

ainsi que la figure 3 refait le même exercice que le tableau précédent, mais en détaillant les profils par le degré de réussite scolaire.

À nouveau, on remarque la forme en U. Néanmoins l'effet marginal des heures travaillées ne semble pas se comporter autant en parallèle qu'à la figure précédente : en fait, la figure 3 suggère qu'au-delà de 10 heures, il existe un effet graduellement négatif de la participation au marché du travail sur la probabilité d'obtention d'un diplôme. De plus, cet effet marginal semble être plutôt comparable d'une catégorie à l'autre de performance scolaire, sauf pour les étudiants ayant une moyenne cumulative de 60% et moins. Le taux d'abandon pour ces étudiants passe de 53,16% à 21,02% entre 0 et 10 heures de travail et de 21,02% à 56,84% entre 10 et 20 heures travaillées.

Encore ici, il faut être très prudent dans l'interprétation de ces

Figure 3 : Lien entre l'abandon, la performance scolaire et le nombre d'heures travaillées



tendances empiriques moyennes. De fait, on remarque que les conclusions que l'on peut tirer de l'analyse du tableau 3 (décrochage/heures travaillées) changent un peu du moment que l'on tient compte de la performance scolaire. C'est dire que l'hétérogénéité, observée ou non, et une modélisation appropriée ont leur importance dans ce type d'analyse.

3.2 Spécifications économétriques des comportements

Quelle est la dynamique suivie par les individus concernant le travail durant leur cursus scolaire et leur décision d'abandonner ou non l'école ? Notre présentation sur le choix du niveau de scolarité se voulait un modèle simple de décision : l'accent était mis sur le rôle des variables affectant un ensemble d'individus, comme les conditions économiques de leur comté de résidence et le salaire minimum. Ce n'est que de façon incidente que le travail pendant les études était abordé.

À la limite, on a considéré que la décision de travailler précède toujours celle d'abandonner l'école : ce sont deux décisions à caractère séquentiel. La réalité peut, cependant, se révéler beaucoup plus complexe, voire totalement différente. L'individu pourrait décider de trouver un emploi à temps partiel parce qu'il songe à abandonner l'école. C'est toujours une décision de type séquentiel mais dans la direction opposée au premier scénario. Ou encore, l'étudiant peut décider simultanément de travailler et d'abandonner les études, l'abandon survenant quelques temps après le début du travail à temps partiel. Les décisions de travailler à temps partiel et d'abandonner les études seraient ici conjointes. La théorie économique devrait en principe nous guider sur l'à-propos de ces décisions. Il faudrait concevoir, adapté à ces décisions, un modèle structurel dynamique qui intégrerait les diverses utilités en cause (travailler ou non, décrocher ou non) tout en

tenant compte des contraintes associées aux décisions, comme le coût des études, le soutien des parents conditionnel au succès scolaire, les salaires offerts et les salaires escomptés avec et sans diplôme, le niveau d'emploi disponible, le rôle que peut jouer le travail d'un étudiant dans son intégration prochaine au marché de l'emploi, l'effet du travail sur le rendement scolaire, etc. L'énoncé des éléments d'un tel modèle est plus facile que sa formalisation. Néanmoins, cette réflexion sur les avantages et les coûts devrait inspirer les formes réduites des modèles économétriques que nous allons proposer pour comprendre les comportements individuels vis-à-vis du travail pendant les études, la décision de poursuivre ou non les études jusqu'au diplôme et les déterminants de la performance scolaire.

3.2.1 Le travail et l'échec scolaire, facteurs d'abandon des études

Considérons le modèle suivant :

$$A_i^* = y_i \xi + f(T_i; \alpha) + g(N_i; \lambda) + \eta_i \quad (2)$$

A_i^* mesure l'utilité de l'abandon scolaire (ou la propension au décrochage). En pratique A_i^* est non observable ou latente. Seule la décision ou non d'abandonner est observée.

$$\begin{aligned} A_i &= 1 \text{ si } A_i^* > 0 \\ &= 0 \text{ autrement} \end{aligned}$$

Ainsi, l'étudiant choisit d'abandonner ses études ($A_i = 1$) si l'utilité du décrochage est positive, c'est-à-dire, si $A_i^* > 0$ (la référence à zéro est purement conventionnelle puisque l'échelle de l'utilité est arbitraire). y_i est un vecteur de variables explicatives exogènes et ξ est le vecteur correspondant des paramètres. T_i est la variable mesurant l'activité de travail à temps partiel durant les études. La spécification, f , de l'effet de la variable T_i est supposée non linéaire, en conformité avec les statistiques descriptives de la section précédente. α est le vecteur des paramètres qui caractérisent cette spécification. Plusieurs mesures du travail et plusieurs versions de la spécification non linéaire de son effet sur l'abandon sont possibles. Nous adopterons, en fait une forme fonctionnelle en paliers. De la même façon, N_i est la variable qui mesure la performance scolaire. La spécification, g , de l'effet de cette variable est également non linéaire et dépend d'un vecteur de paramètres λ . Ici encore, une fonction impliquant plusieurs paliers sera utilisée.

Le problème majeur que peut poser ce modèle vient de la corrélation prévisible des variables heures travaillées T_i et note obtenue N_i avec le résidu η_i de l'équation (2). En d'autres termes, certains éléments non observables contenus dans η_i , comme l'ambition, le sérieux de l'étudiant, etc. peuvent à la fois expliquer sa décision de travailler pendant les études et le niveau de sa performance scolaire et peuvent

ainsi engendrer des estimateurs non convergents dû à la corrélation entre les variables explicatives et l'erreur résiduelle. Pour faire face à cette situation, on peut alors recourir à des méthodes de variables instrumentales ou tout simplement ajouter une équation qui spécifie les déterminants du travail et une autre qui spécifie les déterminants de la note. C'est cette dernière approche que nous adoptons.

3.2.2 Le modèle de l'abandon, de la performance et du travail

On peut vouloir s'intéresser, pour des raisons de politiques économiques notamment, à ce qui motive les jeunes à assurer leur succès scolaire et à travailler durant leurs études. Considérons, à cet effet, l'ajout des équations (3) et (4) à l'équation (2) afin d'expliquer les déterminants de la note obtenue en classe et du travail pendant les études :

$$N_i^* = s_i \zeta + h(T_i; \psi) + v_i \quad (3)$$

$$T_i^* = x_i \beta + u_i \quad (4)$$

N_i^* est un variable latente à laquelle correspondent les variables observées suivantes :

$N_i = 0$ si la note obtenue par l'étudiant est inférieure à 60%;

$N_i = 1$ si la note obtenue par l'étudiant est supérieure ou égale à 60% et inférieure à 70%;

$N_i = 2$ si la note obtenue par l'étudiant est supérieure ou égale à 70%.

s_i est un vecteur de variables exogènes. La note obtenue est également une fonction non linéaire, h , du nombre d'heures travaillées. Ici encore, nous utiliserons une fonction par paliers. ζ et ψ représentent les paramètres de l'équation. v_i est l'erreur résiduelle.

De la même façon, pour l'équation (4), T_i^* est une variable latente à laquelle correspondent les variables observées suivantes :

$T_i = 0$ si le nombre d'heures travaillées est égal à zéro.

$T_i = 1$ si le nombre d'heures travaillées est supérieur à zéro et inférieur ou égal à quinze.

$T_i = 2$ si le nombre d'heures travaillées est supérieur à quinze et inférieur ou égal à trente.

$T_i = 3$ si le nombre d'heures travaillées est supérieur à trente.

x_i un vecteur de variables exogènes. β est le vecteur des paramètres et u_i l'erreur résiduelle.

L'équation de l'abandon correspond à un probit simple. L'équation des notes ainsi que celle des heures travaillées correspondent à des probit ordonnés. On suppose que les erreurs résiduelles η_i , v_i et u_i suivent une loi normale trivariée. La forme précise de l'équation d'abandon est la suivante :

$$A_i^* = y_i \xi + \alpha_1 D_{1i} + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \lambda_1 D_{4i} + \lambda_2 D_{5i} + \eta_i = W_i \delta + \eta_i$$

$D_{1i} = 1$ si $T_i = 1$ et $D_{1i} = 0$, autrement;

$D_{2i} = 1$ si $T_i = 2$ et $D_{2i} = 0$, autrement,

où : $D_{3i} = 1$ si $T_i = 3$ et $D_{3i} = 0$, autrement,

$D_{4i} = 1$ si $N_i = 1$ et $D_{4i} = 0$, autrement,

$D_{5i} = 1$ si $N_i = 2$ et $D_{5i} = 0$, autrement.

$W_i = (y_i, D_{1i}, D_{2i}, D_{3i}, D_{4i}, D_{5i})$

$\delta = (\xi', \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \lambda_1, \lambda_2)'$

De façon analogue, la forme de l'équation des notes est la suivante :

$$N_i^* = s_i \zeta + \psi_1 D_{1i} + \psi_2 D_{2i} + \psi_3 D_{3i} + v_i = z_i \gamma + v_i$$

où

$z_i = (s_i, D_{1i}, D_{2i}, D_{3i})$

$\gamma = (\zeta', \psi_1, \psi_2, \psi_3)'$

La solution est obtenue par maximum de vraisemblance. Comme il y a deux possibilités pour l'abandon, trois pour la note obtenue et quatre pour les heures travaillées, il y a en tout 24 possibilités. Le logarithme de la fonction de vraisemblance que l'on trouvera à l'annexe B contient donc 24 termes, chacun des termes étant une intégrale différente de la loi normale en trois dimensions. La solution numérique est obtenue par une méthode itérative de gradient. Pour générer la solution initiale, on traite chaque équation séparément à l'aide du modèle probit ou probit ordonné, selon le cas.

3.3 Résultats économétriques

Pour faciliter la lecture des résultats, nous présentons au tableau 5 un sommaire des variables retenues dans les estimations économétriques et quelques statistiques descriptives avec données pondérées et non pondérées. Les statistiques des variables endogènes que notre modèle veut expliquer sont d'abord présentées. Le suréchantillonage des décrocheurs apparaît clairement dans l'enquête avec 12% selon les données pondérées contre 24% sans tenir compte des pondérations²⁵. En moyenne, les élèves du secondaire travaillent 12 heures semaine alors que 36% d'entre eux déclarent ne pas avoir travaillé au cours de leur dernière année au secondaire. 4% des élèves ont des notes inférieures à 60, alors qu'une bonne majorité soit 70%, présentent des notes supérieures à 70%. Les variables explicatives ont été regroupées selon les caractéristiques personnelles des individus (sexe, a échoué au primaire ou non, notes et heures travaillées) leur

²⁵ Rappelons que la différence entre le 12% de décrocheurs de notre échantillon et le 18% de l'enquête sur les sortants tient au fait que nous intégrons dans notre modèle des variables renseignées comme déterminants de l'abandon et du travail pendant les études secondaires.

milieu socio-économique (famille monoparentale, nombre de changements d'écoles, école privée ou publique, éducation des parents) et leur environnement institutionnel et macroéconomique (âge légal d'abandon, salaire minimum, taux de chômage et lieu de résidence). 52% des participants à l'enquête sont de sexe masculin et 15% ont échoué une ou plusieurs années au primaire. Pour 42% des élèves de notre échantillon, un des deux parents a suivi des études collégiales ou universitaires. Le nombre de changements d'écoles concerne tous les changements depuis le primaire. Cette variable veut refléter la dimension d'accueil et le sentiment d'appartenance à un groupe. Ces situations sont jugées importantes par les spécialistes en éducation (Tinto [1993]), comme déterminants de l'attrition. L'intérêt de notre banque de données réside dans son caractère national et dans l'horizon temporel qu'elle couvre (5 ans, de 1987 à 1991). Elle permet d'évaluer par une expérience naturelle l'effet de variables d'environnement sur les décisions des individus concernant l'abandon et le travail pendant les études. Par exemple, 69% des individus de notre échantillon vivaient dans une province où l'âge légal de l'abandon scolaire était de 16 ans, alors que pour les autres cet âge était de 15 ans. La même situation de variabilité dans les données s'observe pour les salaires minimums et les taux de chômage, comme l'indiquent les valeurs minimales et maximales rapportées pour ces variables au tableau 5. Les variables croisées veulent capter des influences plus particulières de la variable « taux de chômage » dans des contextes définis. Par exemple, la variable croisée « taux de chômage » et « famille avec deux parents » vérifie l'hypothèse que l'influence du taux de chômage sur le travail des étudiants varie selon la structure familiale. Rappelons que la construction de ces variables est expliquée dans l'annexe A et que nous avons des variables différentes de taux de chômage et de salaires minimums pour l'abandon et le travail pendant les études. Le travail concerne la dernière année de l'étudiant au secondaire alors que l'abandon ou la persévérance scolaire sont spécifiques à une période. Par exemple, pour les décrocheurs, le taux de chômage et le salaire minimum sont ceux en vigueur au moment de l'abandon alors que pour les diplômés ou les persévérants, il s'agit du taux de chômage et du salaire minimum moyen compilés sur la période possible d'abandon. Les variables croisées concernant le taux de chômage prennent en compte le fait que pour les individus qui n'habitent pas une région métropolitaine de recensement, le taux de chômage utilisé est celui de la province²⁶. Enfin, nous retenons des variables indiquant la province où les études secondaires ont été effectuées.

Le tableau 6 donne les résultats de l'estimation du modèle. On trouve dans la colonne de gauche la liste des variables retenues dans

²⁶ Il est regrettable que les responsables de l'enquête de Statistique Canada n'aient pas jugé opportun de codifier les codes postaux. Cette initiative, tout en garantissant la confidentialité des données, aurait permis d'introduire d'autres variables d'environnement macroéconomique et d'être plus précis sur celles actuellement retenues.

Tableau 5 : Statistiques descriptives

	Moyenne non pondérée	Moyenne pondérée
Caractéristiques Personnelles		
Femme	0,50	0,48
Homme	0,50	0,52
Échoue l'année primaire	0,15	0,15
N'abandonne pas les études au secondaire	0,76	0,88
Abandon	0,24	0,12
Note inférieure à 60n	0,05	0,05
Note comprise entre 60 et 70n	0,30	0,26
Note supérieure à 70n	0,65	0,70
Aucune heure travaillée	0,41	0,36
Entre 1 et 15 heures travaillées	0,24	0,29
Entre 15 et 30 heures travaillées	0,29	0,30
Plus de 30 heures travaillées	0,06	0,05
<i>Caractéristiques Socioéconomiques :</i>		
Famille monoparentale	0,23	0,20
Famille avec les 2 parents	0,77	0,80
Nombre de changements d'écoles	2,48	2,46
École publique	0,94	0,90
École privée	0,06	0,10
Aucun parent avec éducation post-secondaire	0,63	0,58
Parent(s) avec éducation post-secondaire	0,37	0,42
Caractéristiques Institutionnelles :		
Province où l'âge légal d'abandon est 15 ans	0,31	0,31
Province où l'âge légal d'abandon est 16 ans	0,69	0,69
Salaire minimum (abandon)	3,81	3,80
	[2, 97; 4, 65]	[2, 97; 4, 65]
Salaire minimum (travail)	3,78	3,84
	[2, 97; 4, 43]	[2, 97; 4, 43]
Taux de chômage (abandon)	10,09	8,96
	[2, 7; 23, 6]	[2, 7; 23, 6]
Taux de chômage (travail)	9,73	8,56
	[3, 72; 19, 5]	[3, 72; 19, 5]
Croisée taux de chômage et résidant hors RMR (abandon)	6,45	4,41
Croisée taux de chômage et résidant hors RMR (travail)	6,10	4,03
Croisée taux de chômage et éducation des parents	3,51	3,59
Croisée taux de chômage et famille avec 2 parents	7,61	6,86
Résidant de la Colombie-Britannique	0,12	0,12
Terre-Neuve	0,09	0,03
Ile du Prince Édouard	0,07	0,01
Nouvelle-Écosse	0,09	0,04
Nouveau-Brunswick	0,07	0,04
Québec	0,14	0,25
Ontario	0,14	0,29
Manitoba	0,09	0,05
Saskatchewan	0,08	0,05
Alberta	0,11	0,11

Note : Notes. Source : Enquête sur les sortants, 1991. Taille de l'échantillon : 5584.

Voir l'Annexe A pour une description complète des variables et de leur construction.

[;] : Indique les valeurs minimum et maximum observées.

chacune des trois équations. Avant de présenter les résultats des estimations économétriques, soulignons deux remarques de nature méthodologique. Premièrement, on doit noter que notre utilisation de fonctions en paliers peut offrir plus de flexibilité qu'une simple relation

linéaire ou même quadratique, au prix, cependant, d'avoir à fixer les seuils des notes et des heures travaillées de façon arbitraire. Nous avons exploré différents seuils avant de retenir ceux qui sont présentés ici. Deuxièmement, on aurait pu vouloir introduire l'effet des notes et/ou de la décision d'abandonner ou non dans l'équation du travail et, de façon similaire, on aurait pu vouloir ajouter l'effet de la décision concernant l'abandon dans l'équation des notes. Ceci poserait cependant des problèmes techniques sérieux. D'une part, si on introduit, par exemple, à droite de l'équation du travail, les variables observées D_{4i} et D_{5i} , cela pose des problèmes de cohérence du modèle (Maddala, 1983). D'autre part, si on introduit parmi les variables explicatives de chacune des équations, les variables latentes apparaissant comme variables dépendantes dans les autres équations, cela ne pose pas de problème majeur si ces variables latentes apparaissent sous forme linéaire. Cependant, la forme réduite du modèle devient beaucoup plus complexe et la situation se complique considérablement si l'effet des variables latentes est supposé non linéaire.

Notre procédure d'estimation admet que les variables non observables dans les trois équations peuvent être corrélées. On note, en particulier, une corrélation positive élevée entre les erreurs résiduelles de l'équation d'abandon et celles de l'équation du travail. Pour illustrer la portée de ce résultat, imaginons qu'une des variables non observées soit la motivation de l'élève pour les études. En principe, l'élève motivé (non motivé) sera moins (plus) porté à abandonner l'école et moins (plus) disposé à travailler pendant ses études. En l'absence de variable définie dans le but d'évaluer l'influence de l'intérêt pour les études sur les choix de l'élève (décrochage, travail pendant les études), il faut ainsi se rabattre sur les résidus des deux équations. Comme il s'agit des mêmes individus, ces résidus sont donc corrélés.

Notons également que les estimateurs sont obtenus pour les données pondérées²⁷ et que des corrections d'hétéroscédasticité pour tenir compte de l'hétérogénéité non observée ont été effectuées. Comme l'hétérogénéité non observée se répercute sur les résidus des équations, la correction que nous avons apportée à ce problème consiste à supposer que la variance des résidus est fonction de l'éducation des parents qui est observée. L'idée consiste à supposer qu'à l'intérieur du groupe des élèves de parents moins éduqués, on devrait observer plus de variabilité résiduelle au sein des décisions liées au travail, à la performance scolaire et à l'abandon qu'au sein du groupe des élèves de parents éduqués. La variance des résidus diminue ainsi avec la scolarité des parents. Rappelons que de ne pas tenir compte de l'hétéroscédasticité

²⁷ La procédure retenue est la suivante. Soit N le nombre d'observations et Z_1 les poids initiaux de la banque de données (discutés dans l'annexe B de l'Enquête sur les Sortants de 1991 : Guide des utilisateurs des microdonnées). Définissons $W_i = \frac{Z_i}{\sum_i^N Z_i}$. La fonction de vraisemblance à maximiser est la sommation sur i de $L_i W_i$ où L_i est la contribution non pondérée de l'individu i au logarithme de la fonction de vraisemblance.

dans le cas de modèles non linéaires peut produire des estimateurs non convergents.

Les déterminants du travail pendant les études montrent que le travail rémunéré est plus fréquent chez les garçons que chez les filles. Le nombre d'heures de travail ne varie pas selon le niveau d'éducation des parents, mais il augmente chez les jeunes qui appartiennent à une famille biparentale. Les élèves de l'école privée travaillent significativement moins d'heures que ceux fréquentant l'école publique. Le phénomène s'explique peut-être du fait que les exigences scolaires sont plus élevées dans le privé que dans le public, un point qui reste néanmoins à valider. Le revenu des parents pourrait également être un facteur explicatif du petit nombre d'heures travaillées qu'on observe chez les étudiants des écoles privées. C'est la variable « taux de chômage » qui semble l'élément déterminant pour expliquer les heures travaillées avec un coefficient estimé négatif relativement élevé et statistiquement significatif²⁸. On pouvait s'attendre à ce que l'éducation des parents et la situation familiale de l'étudiant modifient l'effet du taux de chômage sur le travail pendant les études. De fait, les coefficients « croisée taux de chômage et éducation des parents » et « croisée taux de chômage et famille avec 2 enfants » sont positifs et statistiquement significatifs. Ceci signifie que l'élève (moyen) d'une famille biparentale éduquée ajuste moins ses heures travaillées selon la condition d'emploi sur le marché du travail que l'élève d'une famille monoparentale moins éduquée. Une explication possible de ce résultat est l'effet réseau de la famille biparentale éduquée qui protège l'emploi de l'élève lorsque le taux de chômage s'accroît et la valorisation des études dans ce type de famille qui restreint l'élève dans les heures travaillées lorsque les conditions économiques sont très bonnes. Pour l'élève d'une famille monoparentale moins éduquée, cette protection et restriction des heures travaillées pendant les études ne jouent pas. Un salaire minimum élevé augmente les heures travaillées. Ce résultat n'est pas conforme à la théorie traditionnelle mais, selon Card et Krueger (1995), plusieurs études récentes concluent à un effet positif (ou nul) du salaire minimum sur le travail des jeunes. L'effet positif s'observe notamment dans le secteur de la restauration rapide (une situation de monopsonne local) où se trouvent vraisemblablement plusieurs étudiants du secondaire. Enfin, l'effet Québec joue dans le sens anticipé d'une réduction des heures travaillées pendant la dernière année de fréquentation au secondaire. C'est également le cas pour les élèves de l'Ontario et de Terre-Neuve relativement à la Colombie-Britannique.

²⁸ Notons que la valeur des coefficients est relativement comparable pour apprécier l'effet des variables explicatives sur la variable dépendante du modèle. La raison en est que si la variable n'est pas dichotomique, elle a été retenue dans les régressions sous une forme standardisée (en divisant la valeur brute de la variable soustraite de sa moyenne par son écart-type). Ces procédures de standardisation ou de calibration sont largement utilisées pour faciliter la convergence numérique dans les procédures d'estimation non linéaires.

Tableau 6 : Les résultats d'une spécification d'un modèle simultané du travail pendant les études, de la performance scolaire et de l'abandon

	Travail	Notes	Abandon
Caractéristiques Personnelles :			
Femme	Réf.	Réf.	Réf.
Homme	0, 1866 (9, 159)	-0, 3521 (-11, 899)	0, 2022 (7, 053)
Échoue l'année primaire	-	-0, 6770 (-20, 039)	-
Note inférieure à 60	Réf.	Réf.	Réf.
Note comprise entre 60 et 70	-	-	-0, 4878 (-6, 390)
Note supérieure à 70	-	-	-0, 7579 (-5, 599)
H1 : nombre d'heures travaillées = 0	Réf.	Réf.	Réf.
H2 : 0 < nombre heures travaillées ≤ 15	-	0, 1762 (2, 410)	-0, 8945 (-30, 570)
H3 : 15 < nombre heures travaillées ≤ 30	-	0, 0871 (0, 660)	-1, 6874 (-53, 473)
H5 : nombre heures travaillées > 30	-	0, 2304 (1, 082)	-2, 8069 (-59, 242)
Caractéristiques Socioéconomiques :			
Famille monoparentale	Réf.	Réf.	Réf.
Famille avec les 2 parents	0, 0543 (2, 581)	0, 1530 (4, 971)	-
Nombre de changements d'écoles	-	0, 0129 (0, 930)	0, 0573 (5, 036)
École publique	Réf.	Réf.	Réf.
École privée	-0, 0881 (-2, 624)	0, 2112 (4, 271)	-0, 2586 (-5, 570)
Aucun parent avec éducation post-secondaire	Réf.	Réf.	Réf.
Parents avec éducation post-secondaire	0, 0138 (0, 568)	0, 1770 (4, 650)	-0, 1735 (-4, 731)

Tableau 6 : Les résultats d'une spécification d'un modèle simultané du travail pendant les études, de la performance scolaire et de l'abandon (suite)

	Travail	Notes	Abandon
Variables Institutionnelles et macroéconomiques :			
Province où l'âge légal d'abandon est 15 ans	-	-	Réf.
Province où l'âge légal d'abandon est 16 ans	-	-	-0,4360 (-10,106)
Salaire minimum	0,1804 (14,278)	-	0,6340 (13,812)
Taux de chômage	-0,3616 (-13,281)	-	-0,5698 (-17,224)
Croisée taux de chômage et résidant hors RMR	-0,0326 (-2,216)	-	0,0996 (4,602)
Croisée taux de chômage et éducation des parents	0,1256 (5,805)	-	-
Croisée taux de chômage et famille avec 2 parents	0,0777 (3,331)	-	-
Résidant de la Colombie-Britannique	Réf.	Réf.	Réf.
Terre-Neuve	-0,2103 (-1,806)	0,3306 (2,448)	-0,5234 (-4,071)
Ile du Prince Édouard	0,0937 (0,223)	0,4088 (0,844)	0,7292 (1,667)
Nouvelle-Écosse	-0,0689 (-0,733)	0,3662 (3,301)	-0,0660 (1,667)
Nouveau-Brunswick	0,0047 (0,053)	0,4436 (4,245)	-0,5458 (-4,423)
Québec	-0,4452 (-11,209)	1,0060 (20,046)	-1,4425 (-13,575)
Ontario	-0,1888 (-4,844)	0,4654 (10,796)	-0,7469 (-8,149)
Manitoba	-0,3004 (-3,603)	0,4480 (4,387)	-0,8278 (-7,803)
Saskatchewan	-0,5148 (-6,712)	0,3315 (3,429)	-1,6893 (-13,049)
Alberta	0,1254 (2,703)	0,0070 (0,122)	0,0544 (0,762)
Autres :			
Constante	0,2846 (7,310)	1,5036 (15,726)	1,7145 (13,245)
σ (Éducation des parents)	-0,1196 (-5,848)	-0,0338 (-1,081)	-0,1004 (-3,585)
Vraisemblance			-11421,23

Note : Les statistiques t apparaissent entre parenthèses.

Les coefficients de corrélations sont : ρ_{12} (travail, note) -0,1143 (-1,672)
 ρ_{13} (travail, abandon) 0,9665 (124,42)
 ρ_{23} (note, abandon) -0,0412 (-0,5405)

La somme des valeurs de la fonction de vraisemblance d'un modèle linéaire en probabilité sur l'abandon et de probits ordonnés sur les notes et le travail, sans tenir compte des corrélations entre les termes d'erreurs entre ces équations, est de -11506,24

Dans la seconde équation, qui concerne la note globale obtenue par l'étudiant dans le dernier trimestre de fréquentation de l'école secondaire, on constate que les variables macroéconomiques comme le taux de chômage et le niveau du salaire minimum n'apparaissent pas car ces facteurs ne semblaient pas avoir d'effet significatif. De plus, on constate qu'en moyenne, les hommes réussissent moins bien que les femmes. Le fait d'appartenir à une famille où les deux parents sont présents ou de fréquenter une école privée a un effet positif sur le succès scolaire. Par ailleurs, le nombre de changements d'école ne semble pas avoir un effet marqué. Par contre, le fait d'avoir dû reprendre une année à l'école primaire pour cause d'échec s'avère un indice négatif important. Les coefficients des variables provinciales montrent des différences assez notables, ce qui pourrait à la limite, refléter simplement des divergences dans les échelles d'attribution des notes. En ce qui concerne l'effet du nombre d'heures travaillées, on remarque d'abord que le coefficient de corrélation entre l'erreur résiduelle de l'équation du travail et celle de la performance scolaire est faible et que son écart-type est relativement grand. Quant à l'effet direct des heures travaillées, seul le coefficient associé au nombre d'heures se situant entre 0 et 15 heures est significativement différent de zéro. Ce coefficient positif suggère que les étudiants qui travaillent un nombre d'heures limité durant leurs études ont tendance à afficher une meilleure performance en classe que ceux qui ne travaillent pas du tout. Nous verrons plus loin que nous retrouvons le même genre de phénomène en ce qui concerne l'abandon. Nous réexaminerons alors cette question dans nos commentaires sur l'équation d'abandon.

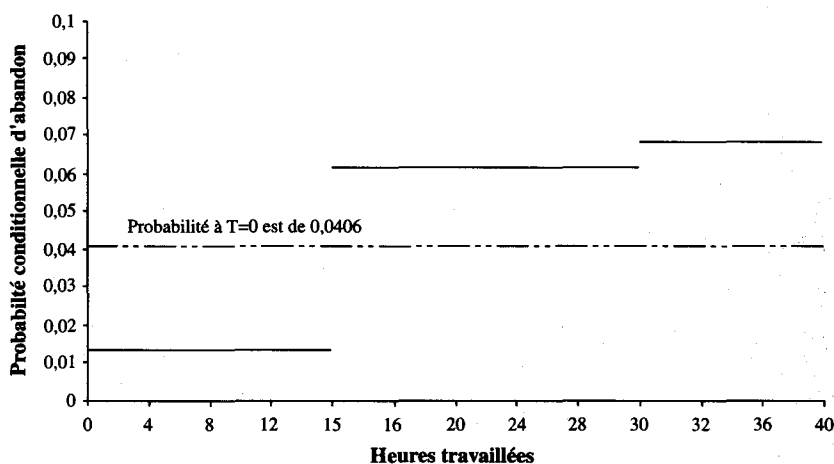
Les résultats de l'équation d'abandon suggèrent que les hommes ont une plus grande propension à abandonner leurs études que les femmes. Les élèves qui ont subi plusieurs changements d'école depuis le secondaire ont également un taux d'attrition plus élevé. Par ailleurs, ce taux est moins élevé chez les étudiants qui fréquentent l'école privée ou dont les parents ont un plus haut niveau de scolarité. L'accroissement de l'âge légal d'abandon semble aussi avoir un effet dissuasif important. On remarque qu'un taux de chômage faible incite davantage les élèves à décrocher. Il est à noter, comme on l'a vu plus haut, qu'une telle conjoncture incite également les étudiants à travailler un plus grand nombre d'heures. Par ailleurs, un salaire minimum élevé encourage aussi le décrochage scolaire, tout comme il augmente la propension à travailler pendant les études. Ces résultats illustrent bien le concept économique de coût d'opportunité. Il est assez évident que dans ces conditions, la pire des situations pour l'abandon scolaire est un taux de chômage faible qui à la fois augmente les heures travaillées au cours des études et exerce une pression pour hausser le salaire minimum. Un pareil scénario risque d'exercer un effet dévastateur sur la persévérance scolaire. Les comportements varient aussi de façon marquée entre les provinces. Tout comme dans l'équation du travail, le Québec et la Saskatchewan se distinguent par des coefficients

négatifs élevés.

En ce qui concerne l'effet des notes sur la propension à abandonner, on remarque d'abord que le coefficient de corrélation entre les résidus de l'équation des notes et celle de l'abandon est très faible. Si on considère maintenant les coefficients des variables qui représentent les notes, on constate, comme on pouvait s'y attendre, que mieux l'étudiant réussit en classe moins il a tendance à abandonner. L'analyse de l'effet des heures travaillées sur l'abandon n'est pas aussi simple. D'abord, il faut noter qu'il y a une très forte corrélation positive entre les erreurs résiduelles de l'équation du travail et de celle de l'abandon. Ce coefficient est de l'ordre de 0,97. Les coefficients des variables représentant les heures travaillées semblent indiquer à première vue que plus le nombre d'heures travaillées est élevé, plus la probabilité que l'étudiant abandonne est faible ! Cependant, pour analyser ce phénomène de façon adéquate, il faut justement tenir compte de la forte corrélation entre les erreurs résiduelles des deux équations. Une évaluation correcte de la probabilité d'abandonner de l'étudiant moyen, *conditionnelle* au nombre d'heures travaillées et *marginale* par rapport aux notes scolaires, projette une vision différente²⁹.

Cette évaluation qui donne l'effet total des heures travaillées (directement et indirectement via leurs effets sur les notes et ces dernières sur l'abandon) sur cette probabilité d'abandon est reproduite à la figure 4.

Figure 4 : *Modèle Probit Ordonné (travail) – Probit Ordonné (notes) Probit (Abandon) – Probabilité Conditionnelle d'Abandon (Données Pondérées)*



²⁹ Calculée avec les expressions $\Pr(A = 1|T = T_j) = [\Pr(A = 1, N = 0, T = T_j) + \Pr(A = 1, N = 1, T = T_j) + \Pr(A = 1, N = 2, T = T_j)] / \Pr(T = T_j)$

Il faut noter qu'on observe le même genre de phénomène dans l'équation des notes, quand on évalue la probabilité d'avoir une note élevée ou d'avoir une note faible, conditionnelle au nombre d'heures travaillées. Comme on peut le constater en examinant les figures 5 et 6, contrairement à ce que les coefficients des heures travaillées dans l'équation des notes pouvait laisser croire, la probabilité *conditionnelle* d'avoir une note faible augmente avec le nombre d'heures travaillées et la probabilité d'avoir une note élevée diminue lorsque le nombre d'heures travaillées augmente.

Figure 5 : *Probit Ordonné (travail) – Probit Ordonné (notes)*
Probit (Abandon) – Moyenne des notes inférieure à 60
(Données Pondérées)

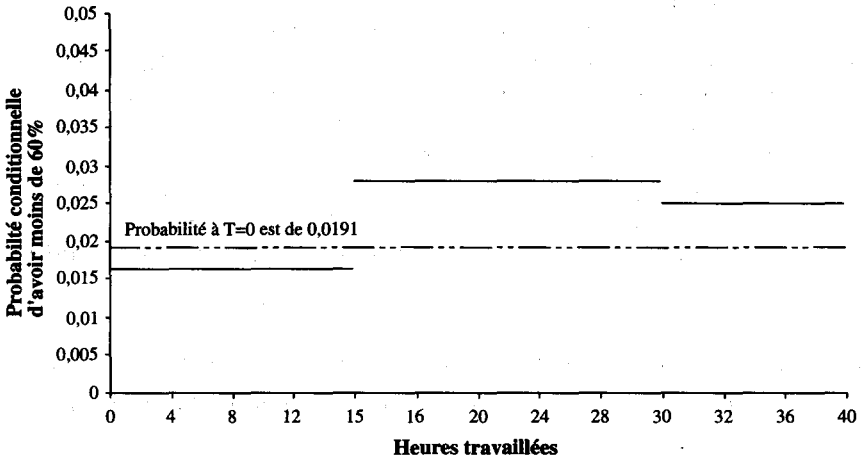
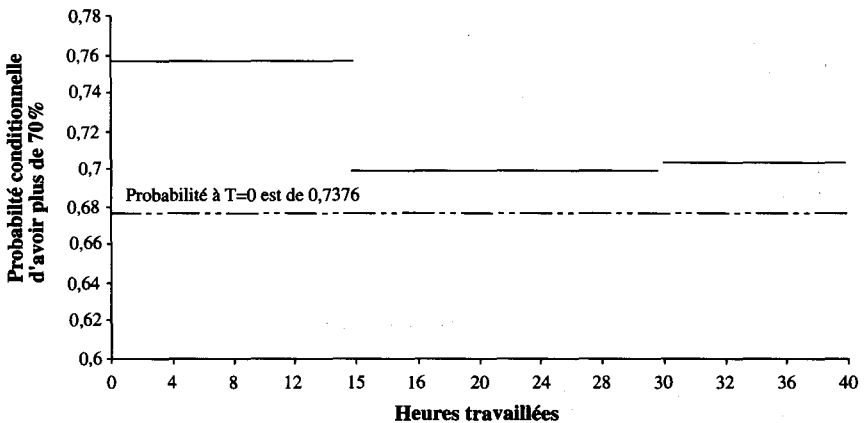


Figure 6 : *Probit Ordonné (travail) – Probit Ordonné (notes)*
Probit (Abandon) – Moyenne des notes supérieure à 70
(Données Pondérées)



On constate, en examinant la figure 4, que la propension à abandonner est plus faible pour l'étudiant qui travaille quelques heures (moins de quinze heures) que pour l'étudiant qui ne travaille pas du tout. Cependant, pour l'étudiant qui travaille plus de quinze heures, cette probabilité devient supérieure à celle de l'étudiant qui ne travaille pas et elle augmente encore pour l'étudiant travaillant plus de 30 heures. Le fait que l'étudiant qui travaille un nombre limité d'heures par semaine ait tendance à mieux réussir en classe, comme le suggère notre équation des notes, et qu'il ait une tendance moins grande à abandonner doit peut-être s'interpréter à la lumière des résultats de l'étude faite aux États-Unis par Turner citée plus haut. Selon cette étude, ainsi que nous l'avons déjà mentionné, l'élève en classe terminale du secondaire passe en moyenne 18 heures par semaine à regarder la télévision et moins de 4 heures à faire ses devoirs. Le fait de travailler vingt heures par semaine réduit le temps d'études à la maison de 7,2 minutes et le temps consacré à la télévision de 3,6 heures ! Il se peut donc que dans le contexte culturel nord-américain, le jeune qui est ambitieux et dynamique soit motivé à la fois pour bien réussir ses études et réduire le coût d'opportunité de celles-ci en travaillant à temps partiel.

4 Conclusion : les possibilités d'intervention sur l'abandon scolaire

L'insertion des jeunes sur le marché du travail demeure une préoccupation importante des gouvernements. Le chômage chez les jeunes non qualifiés est particulièrement élevé et la mondialisation galopante actuelle ne fait qu'amplifier le problème : qu'il soit mexicain, américain ou canadien, un travailleur non qualifié reste un travailleur non qualifié. La première source de la non-qualification des jeunes travailleurs étant l'abandon des études secondaires, toute politique susceptible de réduire les taux d'abandon représentera un moyen efficace d'améliorer la situation des jeunes sur le marché du travail.

L'objectif de cette étude était d'étudier les déterminants de l'abandon scolaire et du travail pendant les études. La caractéristique particulière de cette recherche a été de profiter de l'enquête rétrospective menée à l'échelle du pays par Statistique Canada en collaboration avec le Développement des ressources humaines Canada sur les sortants de l'école secondaire. La dimension nationale de l'enquête nous a permis de disposer d'une expérience naturelle pour comprendre le rôle de certaines variables macro-économiques et des institutions sur les déterminants de l'abandon aux études secondaires et du travail pendant les études. À cette variabilité entre provinces s'est ajoutée une variabilité temporelle puisque l'enquête portait sur des jeunes âgés de 18-20 ans

en 1991 qui entre 1987 et 1991, correspondaient à l'un ou l'autre des trois statuts suivants : diplômé, persévérant ou sortant.

Quelles sont les politiques, identifiées dans notre recherche, que les gouvernements pourront mettre de l'avant pour réduire l'abandon scolaire ? La première, et sans doute la plus naturelle, consiste à accroître l'âge légal d'abandon scolaire. Depuis la réalisation de l'enquête sur les sortants, toutes les provinces canadiennes ont haussé l'âge légal d'abandon à 16 ans et il n'est pas exclu que cet âge soit repoussé à 17 et même 18 ans, comme c'est le cas dans certains pays européens et états américains (OCDE [1995]). En fait, on pourrait établir l'âge légal d'abandon en fonction de l'âge normal de la fin des études secondaires, soit 17 ans au Québec et 18 ans ailleurs au Canada.

Le travail pendant les études doit lui aussi faire l'objet de mesures particulières. Doit-on, comme il fut proposé par certaines instances, limiter le nombre d'heures travaillées pendant les études ? La présente recherche montre que les réponses à cette question doivent être nuancées. Pour plusieurs étudiants, travailler moins de 10 heures par semaine est loin d'inciter au décrochage, et pour ceux d'entre eux qui obtiendront leur diplôme, l'expérience de travail acquise parallèlement aux études pourra même favoriser leur insertion sur le marché de l'emploi. On pourra aussi arguer que les étudiants qui veulent « meubler » une partie de leur temps libre ont davantage à consacrer plus d'heures aux études qu'à la recherche d'un emploi rémunéré. Des statistiques de l'OCDE (1995) montrent qu'au Canada, en 1991, les élèves de 14 ans cumulaient en moyenne 1000 heures de cours par année, ce qui reste inférieur aux moyennes observées aux États-Unis, en France, en Belgique, en Suisse et aux Pays-Bas : dans ce dernier pays, le nombre annuel moyen d'heures de cours atteint 1200. Le Canada occupe le 8^e rang parmi les 24 pays qui affichent les moins bonnes performances quant au nombre d'heures consacrées à l'étude en dehors des heures de classe par des élèves de 8^e année en mathématiques. Il serait aussi intéressant de regarder de plus près le fonctionnement des écoles privées où l'abandon reste moins fréquent.

Un résultat important de notre recherche est le rôle du salaire minimum dans le phénomène du décrochage. Il est clair que le salaire minimum, s'il est élevé, contribue de façon significative à accroître l'abandon au secondaire. Chaque fois qu'ils procèdent à des hausses du salaire minimum, les gouvernements provinciaux créent donc des conditions propices à une recrudescence de l'abandon scolaire : les premiers à subir les effets de ces hausses sont d'ailleurs les individus « à la marge de la décision » sortir/terminer les études secondaires. Pour éviter cet écueil, on pourrait imiter certaines provinces qui ont recours à deux taux de salaire minimum différents : l'un pour les 18 ans (ou 17

ans) et plus et l'autre pour les plus jeunes.³⁰ Si l'on se fie aux résultats de notre recherche, une telle mesure est hautement souhaitable si les gouvernements manifestent une volonté réelle de réduire l'abandon scolaire au secondaire des jeunes canadiens. Une des objections principales à des taux de salaire minimum différenciés par âge pourrait être qu'il en résulte une plus grande inégalité dans les revenus. Nos résultats démontrent cependant que le coût d'opportunité de ne pas utiliser des taux différenciés et ainsi d'inciter plusieurs jeunes à ne pas terminer leurs études secondaires, engendre des conséquences à moyen et long terme sur leurs revenus qui sont nettement plus importantes et prolongées que le fait de leur offrir un salaire minimum plus faible dû à leur âge.

Parallèlement, la baisse du taux de chômage peut également inciter les étudiants à abandonner leurs études très tôt, même avant la fin du secondaire. Cette constatation doit inciter les autorités gouvernementales, à bien cibler leurs objectifs lorsqu'elles mettent en place des politiques visant à réduire le chômage chez les jeunes. Il faut éviter, en effet, que les politiques proposées n'incitent certains élèves à décrocher avant la fin du secondaire.

Dans la réalisation de cette recherche, nous avons dû relever plusieurs défis méthodologiques importants. Mentionnons le problème d'un lien non linéaire entre travail, note et abandon scolaire, la prise en compte du suréchantillonnage des décrocheurs, l'incidence de l'hétérogénéité non observée sur les estimations. D'autres problèmes devront également retenir éventuellement notre attention. En raison de contraintes techniques, nous avons dû utiliser un modèle à équations simultanées dont la matrice des coefficients des variables endogènes est de forme réursive. En effet, selon notre modèle, la première variable endogène, le nombre d'heures travaillées, ne dépend d'aucune autre variable endogène, alors que la seconde, la performance scolaire, dépend des heures travaillées. Enfin, la troisième, l'abandon, dépend à la fois des heures travaillées et des notes. On aurait pu structurer le modèle autrement et supposer, par exemple, que la performance scolaire ne dépend d'aucune autre variable endogène, alors que les heures travaillées dépendent des notes et qu'enfin, l'abandon dépend des deux premières. Il n'est pas exclu que le comportement de certains étudiants corresponde davantage à cette structure alternative qu'à celle que nous avons retenue. Pour tenir compte de cette éventualité, il y aurait peut-être lieu d'établir un modèle plus général, à deux régimes, qui pourrait incorporer à la fois ces deux structures.

³⁰ Entre 1987 et 1991, c'était notamment le cas de la Colombie-Britannique, de L'Île-du-Prince-Édouard, de la Nouvelle-Écosse et de l'Alberta. Présentement seuls l'Ontario et les Territoires du Nord-Ouest utilisent cette mesure.

Annexe A : Les données – définition et construction

Les données utilisées proviennent de l'Enquête auprès des Sortants (1991). Les données regroupent près de 6000 jeunes étudiants qui ont soit diplômé (ou persévéré) ou abandonné l'école secondaire entre 1987 et 1991.³¹ Cette enquête posait des questions rétrospectives à propos des motifs de l'abandon scolaire chez les jeunes au secondaire de façon à identifier les facteurs socioéconomiques qui contribuent à l'abandon scolaire chez les jeunes. De plus, afin de mieux comprendre le rôle de la conjoncture économique sur l'abandon scolaire, un certain nombre de variables à caractère économique qui *a priori* n'étaient pas fournies par l'enquête, ont été construites à l'aide des données de Statistique Canada. Bien que la construction de certaines d'entre elles fut certes ardue, nul doute que la richesse de ce type de variables motivait grandement l'insertion de celles-ci dans l'analyse du choix de l'individu à l'égard de l'abandon scolaire. Les variables spécifiques retenues pour expliquer l'abandon scolaire sont :³²

A-1 Spécification travail

Travail : Nombre d'heures travaillées au cours de la dernière année de fréquentation de l'école secondaire. 4 catégories : 0 heures, entre 1 et 15 heures, entre 15 et 30 heures et plus de 30 heures travaillées par semaine.³³

Homme : Variable dichotomique qui indique si l'individu est un homme. 1 si l'individu est un homme, 0 si l'individu est une femme.

Famille avec deux parents : Variable dichotomique qui indique si l'étudiant habitait ou non avec ses deux parents au cours de ses études. 1 s'il vit avec ses deux parents, 0 sinon.

École privée : Variable dichotomique qui indique si l'individu a déjà fréquenté une école privée lors de son primaire ou secondaire. 1 si oui, 0 sinon.

Éducation des parents : Variable dichotomique qui indique le niveau d'éducation des parents. 1 si un des deux parents a suivi (complété ou non) un diplôme d'étude collégial ou universitaire, 0 autrement.

³¹ À noter que l'enquête originale comporte 9460 jeunes. Néanmoins, étant donné la non-disponibilité de l'information pour un grand nombre d'individus, l'étude empirique est effectuée à partir d'un échantillon plus restreint, plus précisément un échantillon de 5584 observations. Voir également la note 26 du texte.

³² À noter qu'une attention particulière sera accordée à la méthodologie de la construction des variables provenant des données de Statistique Canada.

³³ Les données disponibles sont continues. Nous avons cependant préféré utiliser les catégories indiquées pour les raisons exposées plus haut.

Salaire minimum : Variable construite à partir des données de Statistique Canada. Cette variable représente le salaire minimum réel en dollars constants de 1996 pertinent pour l'individu considéré, lors de sa dernière année d'étude. Si l'individu étudie ou a étudié en dehors d'une région métropolitaine de recensement (RMR), le salaire minimum est déflaté par l'indice des prix à la consommation de la région appropriée, tandis que si l'individu étudie ou a étudié en dehors d'une région métropolitaine de recensement reconnue, le salaire minimum est déflaté par l'indice des prix à la consommation de la province appropriée.

Taux de chômage : Variable construite à partir des données de Statistique Canada. Cette variable représente le taux de chômage qui prévaut au sein de la RMR ou de la province appropriée pour l'individu considéré. À noter que le taux de chômage des 15 ans ou plus a été utilisé étant donné la non-disponibilité du taux de chômage des 15-24 ans au niveau des régions métropolitaines de recensement.

Croisée taux de chômage et région : Il s'agit d'une variable croisée qui est le produit du taux de chômage et d'une variable dichotomique qui distingue si l'individu étudie ou a étudié dans une région métropolitaine de recensement ou en région rurale.

Croisée taux de chômage et éducation des parents : Il s'agit d'une variable croisée qui est le produit du taux de chômage et de la variable dichotomique portant sur l'éducation des parents. Taux de chômage*1 si un des deux parents a suivi (complété ou non) un cours d'étude collégial ou universitaire, taux de chômage*0 si aucun des parents n'a suivi un cours d'études collégiales.

Croisée taux de chômage et famille avec deux parents : Il s'agit d'une variable croisée qui est le produit du taux de chômage et de la variable dichotomique famille avec deux parents (famille bi-parentale ou non). Taux de chômage*1 si l'étudiant habitait avec ses deux parents au cours de ses études, taux de chômage*0 autrement.

Résidence : Variables dichotomiques qui indiquent dans quelle province les études secondaires ont été réalisées.

A-2 Spécification note

Notes : Moyenne au cours du dernier trimestre complet d'études primaires ou secondaires. Il y a 3 catégories : moins de 60%, entre 60 et 70% et plus de 70%.³⁴

Homme : Voir définition dans la spécification travail.

Famille avec deux parents : Voir définition dans la spécification travail.

³⁴ Il existe aussi une catégorie séparée pour 80% et plus. Nous avons agrégé cette catégorie avec la catégorie : entre 70% et 80%, afin de réduire le nombre de catégories. Nos expériences préliminaires suggéraient que le comportement des individus dans la catégorie 80% et plus n'était pas significativement différent de celui des individus dans la catégorie 70% à 80%.

Nombre de changements d'écoles : Variable qui indique le nombre de changements d'école (passage du primaire au secondaire compris).

École privée : Voir définition dans la spécification travail.

Éducation des parents : Voir définition dans la spécification travail.

Échoue : Variable dichotomique qui indique si l'individu a échoué une année d'étude à l'école primaire. 1 si l'individu a échoué, 0 sinon.

Résidant du Québec : Voir définition dans la spécification travail.

Travail entre 1 et 15 heures : Variable dichotomique qui indique le nombre d'heures travaillées par semaine par l'individu. 1 si travail entre 1 et 15 heures, 0 autrement.

Travail entre 15 et 30 heures : Variable dichotomique qui indique le nombre d'heures travaillées par semaine par l'individu. 1 si travail entre 15 et 30 heures, 0 autrement.

Travail plus de 30 heures : Variable dichotomique qui indique le nombre d'heures travaillées par semaine par l'individu. 1 si travail plus de 30 heures, 0 autrement.

A-3 Spécification abandon

Abandon : Variable dichotomique qui indique si l'individu a abandonné l'école secondaire. 1 si l'individu a abandonné, 0 sinon.

Homme : Voir définition dans la spécification travail.

Nombre de changements d'écoles : Voir définition dans la spécification note.

École privée : Voir définition dans la spécification travail.

Éducation des parents : Voir définition dans la spécification travail.

Âge légal : Variable dichotomique qui indique si, lorsque l'individu a abandonné l'école, l'âge légal d'abandon de sa province était de 15 ou 16 ans. 1 si 16 ans, 0 si 15 ans.

Salaires minimum : Variable construite à partir des données de Statistique Canada. Cette variable représente le salaire minimum réel au moment de l'abandon. Pour les diplômés/persévérants le salaire minimum réel en dollars constants de 1996 utilisé est le salaire moyen que l'individu aurait pu toucher au cours de la période possible d'abandon. Si l'individu étudie ou a étudié dans une région métropolitaine de recensement, le salaire minimum est déflaté par l'indice des prix à la consommation de la RMR approprié, tandis que si l'individu étudie ou a étudié en dehors d'une région métropolitaine de recensement reconnue, le salaire minimum est déflaté par l'indice des prix à la consommation de la province appropriée.

Taux de chômage : Variable construite à partir des données de Statistique Canada. Cette variable représente le taux de chômage qui prévaut au sein de la RMR ou de la province appropriée lorsque l'individu a

Nombre de changements d'écoles : Variable qui indique le nombre de changements d'école (passage du primaire au secondaire compris).

École privée : Voir définition dans la spécification travail.

Éducation des parents : Voir définition dans la spécification travail.

Échoue : Variable dichotomique qui indique si l'individu a échoué une année d'étude à l'école primaire. 1 si l'individu a échoué, 0 sinon.

Résidant du Québec : Voir définition dans la spécification travail.

Travail entre 1 et 15 heures : Variable dichotomique qui indique le nombre d'heures travaillées par semaine par l'individu. 1 si travail entre 1 et 15 heures, 0 autrement.

Travail entre 15 et 30 heures : Variable dichotomique qui indique le nombre d'heures travaillées par semaine par l'individu. 1 si travail entre 15 et 30 heures, 0 autrement.

Travail plus de 30 heures : Variable dichotomique qui indique le nombre d'heures travaillées par semaine par l'individu. 1 si travail plus de 30 heures, 0 autrement.

A-3 Spécification abandon

Abandon : Variable dichotomique qui indique si l'individu a abandonné l'école secondaire. 1 si l'individu a abandonné, 0 sinon.

Homme : Voir définition dans la spécification travail.

Nombre de changements d'écoles : Voir définition dans la spécification note.

École privée : Voir définition dans la spécification travail.

Éducation des parents : Voir définition dans la spécification travail.

Âge légal : Variable dichotomique qui indique si, lorsque l'individu a abandonné l'école, l'âge légal d'abandon de sa province était de 15 ou 16 ans. 1 si 16 ans, 0 si 15 ans.

Salaire minimum : Variable construite à partir des données de Statistique Canada. Cette variable représente le salaire minimum réel au moment de l'abandon. Pour les diplômés/persévérants le salaire minimum réel en dollars constants de 1996 utilisé est le salaire moyen que l'individu aurait pu toucher au cours de la période possible d'abandon. Si l'individu étudie ou a étudié dans une région métropolitaine de recensement, le salaire minimum est déflaté par l'indice des prix à la consommation de la RMR approprié, tandis que si l'individu étudie ou a étudié en dehors d'une région métropolitaine de recensement reconnue, le salaire minimum est déflaté par l'indice des prix à la consommation de la province appropriée.

Taux de chômage : Variable construite à partir des données de Statistique Canada. Cette variable représente le taux de chômage qui prévaut au sein de la RMR ou de la province appropriée lorsque l'individu a

abandonné l'école. Pour les diplômés/persévérants le taux de chômage utilisé est le taux de chômage moyen au cours de la période possible d'abandon. Si l'individu étudie ou a étudié dans une région métropolitaine de recensement, le taux de chômage utilisé est celui de la RMR, tandis que si l'individu étudie ou a étudié en dehors d'une région métropolitaine de recensement reconnue, le taux de chômage utilisé est celui de la province appropriée. À noter que le taux de chômage des 15 ans ou plus a été utilisé étant donné la non-disponibilité du taux de chômage des 15-24 ans au niveau des régions métropolitaines de recensement.

Croisée taux de chômage et région : Voir définition dans la spécification travail.

Croisée taux de chômage et éducation des parents : Voir définition dans la spécification travail.

Croisée taux de chômage et famille avec deux parents : Voir définition dans la spécification travail.

Résidence : Voir définition dans la spécification travail.

Note inférieure à 60 : Variable dichotomique qui indique la moyenne au cours du dernier trimestre complet d'études secondaires de l'étudiant. 1 si il avait moins de 60%, 0 sinon.

Note comprise entre 60 et 70 : Variable dichotomique qui indique la moyenne au cours du dernier trimestre complet d'études secondaires de l'étudiant. 1 si il avait entre 60 et 70%, 0 sinon.

Note supérieure à 70 : Variable dichotomique qui indique la moyenne au cours du dernier trimestre complet d'études secondaires de l'étudiant. 1 si il avait plus de 70%, 0 sinon.

Travail entre 0 et 15 heures : Voir définition dans la spécification note.

Travail entre 15 et 30 heures : Voir définition dans la spécification note.

Travail plus de 30 heures : Voir définition dans la spécification note.

Annexe B : Les spécifications économétriques du travail pendant les études, de la performance scolaire et de l'abandon

Les contributions individuelles à la fonction de vraisemblance du modèle sont spécifiquement pour les décrocheurs et les persistants selon leurs catégories vis-à-vis leur notes et le travail pendant les études :

$$\begin{aligned}
 P(T_i = 0, N_i = 0, A_i = 0) &= \int_{-\infty}^{-x_i\beta} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 0, N_i = 0, A_i = 1) &= \int_{-\infty}^{-x_i\beta} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 0, N_i = 1, A_i = 0) &= \int_{-\infty}^{-x_i\beta} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1 - z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 0, N_i = 1, A_i = 1) &= \int_{-\infty}^{-x_i\beta} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1 - z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 0, N_i = 2, A_i = 0) &= \int_{-\infty}^{-x_i\beta} \int_{\theta_1 - z_i\gamma}^{\infty} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 0, N_i = 2, A_i = 1) &= \int_{-\infty}^{-x_i\beta} \int_{\theta_1 - z_i\gamma}^{\infty} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 1, N_i = 0, A_i = 0) &= \int_{-x_i\beta}^{\varepsilon_1 - x_i\beta} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 1, N_i = 0, A_i = 1) &= \int_{-x_i\beta}^{\varepsilon_1 - x_i\beta} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 1, N_i = 1, A_i = 0) &= \int_{-x_i\beta}^{\varepsilon_1 - x_i\beta} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1 - z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 1, N_i = 1, A_i = 1) &= \int_{-x_i\beta}^{\varepsilon_1 - x_i\beta} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1 - z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 1, N_i = 2, A_i = 0) &= \int_{-x_i\beta}^{\varepsilon_1 - x_i\beta} \int_{\theta_1 - z_i\gamma}^{\infty} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 1, N_i = 2, A_i = 1) &= \int_{-x_i\beta}^{\varepsilon_1 - x_i\beta} \int_{\theta_1 - z_i\gamma}^{\infty} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 2, N_i = 0, A_i = 0) &= \int_{\varepsilon_1 - x_i\beta}^{\varepsilon_2 - x_i\beta} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 2, N_i = 0, A_i = 1) &= \int_{\varepsilon_1 - x_i\beta}^{\varepsilon_2 - x_i\beta} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 2, N_i = 1, A_i = 0) &= \int_{\varepsilon_1 - x_i\beta}^{\varepsilon_2 - x_i\beta} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1 - z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 2, N_i = 1, A_i = 1) &= \int_{\varepsilon_1 - x_i\beta}^{\varepsilon_2 - x_i\beta} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1 - z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 P(T_i = 2, N_i = 2, A_i = 0) &= \int_{\varepsilon_1 - x_i\beta}^{\varepsilon_2 - x_i\beta} \int_{\theta_1 - z_i\gamma}^{\infty} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i
 \end{aligned}$$

$$P(T_i = 2, N_i = 2, A_i = 1) = \int_{\varepsilon_1 - x_i \beta}^{\varepsilon_2 - x_i \beta} \int_{\theta_1 - z_i \gamma}^{\infty} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i$$

$$P(T_i = 3, N_i = 0, A_i = 0) = \int_{\varepsilon_2 - x_i \beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{-z_i \gamma} \int_{-\infty}^{-w_i \delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i$$

$$P(T_i = 3, N_i = 0, A_i = 1) = \int_{\varepsilon_2 - x_i \beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{-z_i \gamma} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i$$

$$P(T_i = 3, N_i = 1, A_i = 0) = \int_{\varepsilon_2 - x_i \beta}^{\infty} \int_{-z_i \gamma}^{\theta_1 - z_i \gamma} \int_{-\infty}^{-w_i \delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i$$

$$P(T_i = 3, N_i = 1, A_i = 1) = \int_{\varepsilon_2 - x_i \beta}^{\infty} \int_{-z_i \gamma}^{\theta_1 - z_i \gamma} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i$$

$$P(T_i = 3, N_i = 2, A_i = 0) = \int_{\varepsilon_2 - x_i \beta}^{\infty} \int_{\theta_1 - z_i \gamma}^{\infty} \int_{-\infty}^{-w_i \delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i$$

$$P(T_i = 3, N_i = 2, A_i = 1) = \int_{\varepsilon_2 - x_i \beta}^{\infty} \int_{\theta_1 - z_i \gamma}^{\infty} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i$$

ϕ_3 correspond à la fonction de densité d'une normale standard trivariée et les $\rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}$ sont les coefficients de corrélation entre les termes d'erreurs.

Le logarithme de la fonction de vraisemblance correspondante s'écrit :

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_a^{n_1} \log \int_{-\infty}^{-x_i \beta} \int_{-\infty}^{-z_i \gamma} \int_{-\infty}^{-w_i \delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_b^{n_2} \log \int_{-\infty}^{-x_i \beta} \int_{-\infty}^{-z_i \gamma} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_c^{n_3} \log \int_{-\infty}^{-x_i \beta} \int_{-z_i \gamma}^{\theta_1 - z_i \gamma} \int_{-\infty}^{-w_i \delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_d^{n_4} \log \int_{-\infty}^{-x_i \beta} \int_{-z_i \gamma}^{\theta_1 - z_i \gamma} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_e^{n_5} \log \int_{-\infty}^{-x_i \beta} \int_{\theta_1 - z_i \gamma}^{\infty} \int_{-\infty}^{-w_i \delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_f^{n_6} \log \int_{-\infty}^{-x_i \beta} \int_{\theta_1 - z_i \gamma}^{\infty} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_g^{n_7} \log \int_{-x_i \beta}^{\varepsilon_1 - x_i \beta} \int_{-\infty}^{-z_i \gamma} \int_{-\infty}^{-w_i \delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_h^{n_8} \log \int_{-x_i \beta}^{\varepsilon_1 - x_i \beta} \int_{-\infty}^{-z_i \gamma} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_i^{n_9} \log \int_{-x_i \beta}^{\varepsilon_1 - x_i \beta} \int_{-z_i \gamma}^{\theta_1 - z_i \gamma} \int_{-\infty}^{-w_i \delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \\ & + \sum_j^{n_{10}} \log \int_{-x_i \beta}^{\varepsilon_1 - x_i \beta} \int_{-z_i \gamma}^{\theta_1 - z_i \gamma} \int_{-w_i \delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho_{u_i v_i}, \rho_{v_i \eta_i}, \rho_{u_i \eta_i}) d\eta_i dv_i du_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \sum_k^{n_{11}} \log \int_{-x_i\beta}^{\varepsilon_1-x_i\beta} \int_{\theta_1-z_i\gamma}^{\infty} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_l^{n_{12}} \log \int_{-x_i\beta}^{\varepsilon_1-x_i\beta} \int_{\theta_1-z_i\gamma}^{\infty} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_m^{n_{13}} \log \int_{\varepsilon_1-x_i\beta}^{\varepsilon_2-x_i\beta} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_n^{n_{14}} \log \int_{\varepsilon_1-x_i\beta}^{\varepsilon_2-x_i\beta} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_o^{n_{15}} \log \int_{\varepsilon_1-x_i\beta}^{\varepsilon_2-x_i\beta} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1-z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_p^{n_{16}} \log \int_{\varepsilon_1-x_i\beta}^{\varepsilon_2-x_i\beta} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1-z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_q^{n_{17}} \log \int_{\varepsilon_1-x_i\beta}^{\varepsilon_2-x_i\beta} \int_{\theta_1-z_i\gamma}^{\infty} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_r^{n_{18}} \log \int_{\varepsilon_1-x_i\beta}^{\varepsilon_2-x_i\beta} \int_{\theta_1-z_i\gamma}^{\infty} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_s^{n_{19}} \log \int_{\varepsilon_2-x_i\beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_t^{n_{20}} \log \int_{\varepsilon_2-x_i\beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{-z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_u^{n_{21}} \log \int_{\varepsilon_2-x_i\beta}^{\infty} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1-z_i\gamma} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_v^{n_{22}} \log \int_{\varepsilon_2-x_i\beta}^{\infty} \int_{-z_i\gamma}^{\theta_1-z_i\gamma} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_w^{n_{23}} \log \int_{\varepsilon_2-x_i\beta}^{\infty} \int_{\theta_1-z_i\gamma}^{\infty} \int_{-\infty}^{-w_i\delta} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i \\
 & + \sum_x^{n_{24}} \log \int_{\varepsilon_2-x_i\beta}^{\infty} \int_{\theta_1-z_i\gamma}^{\infty} \int_{-w_i\delta}^{\infty} \phi_3(u_i, v_i, \eta_i, \rho u_i v_i, \rho v_i \eta_i, \rho u_i \eta_i) d\eta_i dv_i du_i
 \end{aligned}$$

Pour tenir compte de l'hétéroscédasticité, l'hypothèse usuelle de $\sigma = 1$ pour le probit (abandon) et les probits ordonnés (travail et notes) est remplacé par $\sigma_i = \exp(\tilde{\omega}_1 m_i)$, $\sigma_i^* = \exp(\tilde{\omega}_2 m_i)$ et $\sigma_i^{**} = \exp(\tilde{\omega}_3 m_i)$ respectivement, où m_i correspond à l'éducation des parents et les $\tilde{\omega}$ sont des paramètres à estimer. Il faut diviser chacune des bornes des intégrales correspondantes au probit et aux probits ordonnés du logarithme de la fonction de vraisemblance, par ces expressions. Si à l'estimation, $\tilde{\omega}_1 = \tilde{\omega}_2 = \tilde{\omega}_3 = 0$, on accepte l'hypothèse de l'homoscédasticité.

Bibliographie

- Altonji, J.A., "The Demand For and Return To Education When Education Outcomes Are Uncertain", *Journal of Labor Economics*, 1993, 10, 48-83.
- Après l'école - Résultats d'une enquête nationale comparant les sortants de l'école aux diplômés d'études secondaires âgés de 18 à 20 ans*, catalogue LM-294-07-935, Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, 1993.
- Barone, F.J., "The Effects of Part-Time Employment on Academic Performance". *NASSP Bulletin*, 1993, 77, 67-73.
- Cameron, S.V. et Heckman, J.J., *Determinants of Young Males' Schooling and Training Choices*, pages 201-231. NBER Comparative Labor Market Series : Training and the Private Sector. The University of Chicago Press, Lisa M. Lynch (éditrice), 1994.
- Card, D., *Earnings, Schooling, and Ability Revisited*. National Bureau of Economic Research, 1994, Working paper No. 4832.
- Card, D. et Krueger, A.B., *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. 1995, Princeton : Princeton University Press.
- Coleman, J.S., *Foundations of Social Theory*, 1990, MA : Harvard University Press.
- Coleman, J.S. et Hoffer, T., *Public and Private High School : The Impact of Communities*, 1987, New York : Basic Books.
- Cosslet, S.R., "Maximum Likelihood Estimators for Choice-based Samples", *Econometrica*, 1981, 49, 1289-1316.
- D'Amico, R., "Does Employment During High School Impair Academic Progress ?" *Sociology of Education*, 1984, 57, 152-164.
- D'Amico, R. et Baker, P., *The Nature and Consequences of High School Employment, volume 4 of Pathways to the Future*, pages 1-49. Columbus : Ohio State University, Paula Baker et al.(éditeurs), 1984.
- DiNardo, J., Fortin, N.M., et Lemieux, T., "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992 : A semiparametric approach", *Econometrica*, 1996, 64, 1001-1044.
- DiNardo, J. et Lemieux, T., "Diverging Male Wage Inequality in the United States and Canada, 1981-1988 : Do institutions explain the difference ?" *Industrial and Labor Relations Review*, 1997, 50, 629-651.
- Eckstein, Z. et Wolpin, K.I., "Why Youths Drop Out of High School : The Impact of Preferences, Opportunities, and Abilities", *Econometrica*, 1999, 67, 1295-1339.
- Enquête auprès des sortants - Guide à l'intention des Utilisateurs de Micro-données*, Division de l'éducation de la Culture et du Tourisme, Statistique Canada, 1992.

- Enquête du suivi auprès des sortants 1995*, Statistique Canada, 1995.
- Greenberger, E. et Steinberg, L.D., "Part-Time Employment of In-School Youths : A Preliminary Assessment of Costs and Benefits, pages 1-15". *A Review of Youth Employment Problems, Programs, and Policies*. Washington, DC : U.S. Department of Labor, Employment and Training Administration, 1980, Compiled by U.S. Vice-President's Task Force on Youth Employment.
- Imbens, G. W., "An Efficient Method of Moments Estimator for Discrete Choice Models with Choice-based Sampling", *Econometrica*, 1992, 60, 1187-1214.
- Krueger, A.B., *Reassessing the View that American Schools are Broken*. Working Paper No. 395, Industrial Relation Section, Princeton University, 1997.
- Manski, C.F. et S.F. Lerman, "The Estimation of Choice Probabilities for Choice-based Samples", *Econometrica*, 1977, 45, 1977-1988.
- Manski, C.F. et D. McFadden, "Alternative Estimators and Sample Design for Discrete Choice Analysis, pages 51-111". *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge, MA : MIT Press, C.F. Manski et D. McFadden (éditeurs), 1981.
- Marsh, H.B., "Employment During High School : Character builder or a subversion of academic goals ?" *Sociology of Education*, 1991, 64, 172-189.
- Meyer, R.H. et D.A. Wise, "High School Preparation and Early Labor Force Experience, pages 277-341". *The Youth Labor Market Problem : Its Nature, Causes, and Consequences*. Chicago : University of Chicago Press, Richard B. Freeman et David A. Wise (éditeurs), 1982.
- Mortimer, J.T. et M.D. Finch, "The Effects of Part-Time Work on Adolescent Self-Concept and Achievement", pages 66-89. *Becoming a Worker*. Norwood, NJ : Ablex, K. Borman et J. Reisman (éditeurs), 1986.
- Organisation pour la coopération et le développement économique, *Regards sur l'éducation*. Les indicateurs de l'OCDE, 1995, 1997.
- Ruhm, C.J., "Is High School Employment Consumption or Investment ?" *Journal of Labor Economics*, 1997, 15, 735-776.
- McCartin, R., Schill, W.J. et K. Meyer, "Youth Employment : Its relationship to academic and family variables". *Journal of Vocational Behavior*, 1985, 26, 155-163.
- Steel, L., "Early Work Experience Among White and Non-white Youths : Implications for subsequent enrollment and employment". *Youth and Society*, 1991, 22, 419-447.
- Steinberg, L.D., Greenberger, E. et M. Ruggiero, "A job is a job... or is it ?" *Work and Occupations*, 1982, 9, 79-96.

- Steinberg, L. et S.M. Dornbusch, "Negative Correlates of Part-Time Employment During Adolescence : Replication and elaboration". *Developmental Psychology*, 1991, 27, 304-313.
- Stephenson, S.P., "In-School Labour Force Status and Post-School Wage Rates of Young Men". *Applied Economics*, 1981, 13, 279-302.
- Stern, D. et Y.-F. Nakata, "Characteristics of High School Students' Paid Jobs and Employment Experience After Graduation, pages 189-233". *Adolescence and Work: Influences of Social Structure, Labor Markets, and Culture*. Hillsdale, NJ : Erlbaum, 1989, David A. Stern and Dorothy Eichorn (éditeurs).
- Tinto, V., *Leaving CEGEP: Rethinking the Causes and Cures of Student Attrition*, Chicago : University of Chicago Press, 1993.
- Topel, R. et M. Ward, "Job Mobility and the Careers of Young Men". *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107, 439-480.
- Turner, M.D., *The Effects of Part-Time Work on High School Students' Academic Achievement*. mimeo, University of Maryland, 1994,
- Weiss, A., "High School Graduation, Performance and Wages". *Journal of Political Economy*, 1988, 96, 785-820.

Résumé

La détérioration des conditions salariales des travailleurs non qualifiés sur le marché du travail canadien a fait l'objet d'une grande attention au cours des dernières années. En plus d'être soumise à des conditions salariales peu enviables, cette catégorie de travailleurs est également confrontée à un ratio emploi/population singulièrement bas et un taux de chômage qui se maintient à des niveaux souvent élevés. La première source de la non qualification des jeunes travailleurs étant l'abandon des études secondaires (au Canada, le taux d'abandon scolaire au secondaire se situait à 18 % en 1991), toute politique susceptible de réduire les taux d'abandon représentera un moyen efficace d'améliorer la situation des jeunes sur le marché du travail. Différentes formes d'intervention peuvent être envisagées afin de renverser cette tendance. Certaines de ces mesures visent à limiter le travail exercé par les jeunes pendant leurs études, car l'opinion commune veut qu'il existe un lien de cause à effet entre travail et abandon scolaire. La dimension nationale et temporelle de l'enquête rétrospective retenue dans cette étude sur les sortants de l'école secondaire au Canada nous a permis de disposer d'une expérience naturelle pour comprendre le rôle des variables macro-économiques et des institutions sur les déterminants de l'abandon des études secondaires et sur le travail pendant les études. Sur la base des données de cette enquête, nous avons défini un modèle économétrique visant à expliquer à la fois les déterminants de la performance scolaire, de l'abandon scolaire au secondaire et ceux du travail pendant la dernière année d'étude au secondaire. Les déterminants retenus portent sur les caractéristiques personnelles (sexe, travail pendant les études, etc.) et socioéconomiques (situation familiale, éducation des parents, école privée ou publique, etc.) des répondants et sur des caractéristiques institutionnelles ou macroéconomiques comme variables d'environnement (âge légal d'abandon, taux de chômage, salaire minimum, etc.). Notre recherche identifie plusieurs politiques que les gouvernements pourraient mettre de l'avant pour réduire l'abandon scolaire.

Mots clefs

Abandon scolaire, Travail pendant les études, Performance scolaire, Salaire minimum et conditions macroéconomiques sur le marché du travail.

Abstract

The deterioration of wage conditions of low-skilled workers has been the subject of considerable attention over the past few years. Unfortunately, it is not the sole preoccupation of public decision-makers. In this class of workers, the employment rate is particularly low, while unemployment tends to remain at a high level. The primary cause of low skill levels of young workers being their dropping out of school, any policy aimed at reducing the dropout rates will be an effective means of improving the labour market situation of youth. (The dropout rate from Canadian high schools is 18% for young people 20 years of age in 1991.) Making use of Statistics Canada's School Leavers Survey, we have developed an econometric model that jointly explains the decision to dropout of secondary to school, working part-time while in school and grades of students. The research identifies several determinants of dropping out and different interventions that could be adopted by governments to reduce dropping out. We mention particularly the role played by the minimum wage in the dropout phenomenon : it is clear that a high minimum wage tends to increase dropout significantly.

Keywords

School dropout, hours of work during study, grades, minimum wages and labour market conditions.

Classification JEL : I2, C5, H0.