

# CIRANO

Centre interuniversitaire de recherche  
en analyse des organisations

---

**Série Scientifique**  
*Scientific Series*

---

98s-32

**Travail pendant les études et abandon scolaire : Causes, conséquences et politiques d'intervention**

*Marcel Dagenais, Claude Montmarquette, Daniel Parent, Benoit Durocher, François Raymond*

Montréal  
Version révisée, mars 1999

## CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche. La *Série Scientifique* est la réalisation d'une des missions que s'est données le CIRANO, soit de développer l'analyse scientifique des organisations et des comportements stratégiques.

*CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, and grants and research mandates obtained by its research teams. The Scientific Series fulfils one of the missions of CIRANO: to develop the scientific analysis of organizations and strategic behaviour.*

### Les organisations-partenaires / The Partner Organizations

- École des Hautes Études Commerciales
- École Polytechnique
- McGill University
- Université de Montréal
- Université du Québec à Montréal
- Université Laval
- MEQ
- MICST
- Banque Nationale du Canada
- Bell Québec
- Caisse de dépôt et placement du Québec
- Développement des ressources humaines Canada (DRHC)
- Fédération des caisses populaires Desjardins de Montréal et de l'Ouest-du-Québec
- Hydro-Québec
- Industrie Canada
- Microcell Labs inc.
- Raymond, Chabot, Grant, Thornton
- Scetauroute
- Société d'électrolyse et de chimie Alcan Ltée
- Téléglobe Canada
- Ville de Montréal

© 1998 Marcel Dagenais, Claude Montmarquette, Daniel Parent, Benoit Durocher et François Raymond. Tous droits réservés. All rights reserved.

Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©.

Short sections may be quoted without explicit permission, provided that full credit, including © notice, is given to the source.

Ce document est publié dans l'intention de rendre accessibles les résultats préliminaires de la recherche effectuée au CIRANO, afin de susciter des échanges et des suggestions. Les idées et les opinions émises sont sous l'unique responsabilité des auteurs, et ne représentent pas nécessairement les positions du CIRANO ou de ses partenaires.

*This paper presents preliminary research carried out at CIRANO and aims to encourage discussion and comment. The observations and viewpoints expressed are the sole responsibility of the authors. They do not necessarily represent positions of CIRANO or its partners.*

ISSN 1198-8177

# Travail pendant les études et abandon scolaire : Causes, conséquences et politiques d'intervention \*

Marcel Dagenais<sup>†</sup>, Claude Montmarquette<sup>‡</sup>, Daniel Parent<sup>§</sup>, Benoit Durocher<sup>¶</sup>, François Raymond<sup>ⓧ</sup>

## Résumé / Abstract

La détérioration des conditions salariales des travailleurs non qualifiés sur le marché du travail a été l'objet d'une attention considérable au cours des dernières années. Malheureusement, elle n'est pas la seule source de préoccupations pour les décideurs publics. S'agissant de cette catégorie de travailleurs, le ratio emploi/population demeure singulièrement bas et le taux de chômage se maintient à des niveaux le plus 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 %), toute politique susceptible de réduire les taux d'abandon représentera un moyen efficace d'améliorer la situation des jeunes sur le marché du travail. Notre recherche identifie plusieurs déterminants de l'abandon et différentes politiques qui pourront être mises de l'avant par les gouvernements pour réduire l'abandon scolaire. En particulier, mentionnons le rôle du salaire minimum dans le phénomène du décrochage : il est clair que le salaire minimum, quand il est élevé, contribue de façon significative à accroître l'abandon scolaire.

*The deterioration of the wage conditions of non-qualified 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 rather high. The first cause of non-qualification of young workers being their dropping out of*

---

\* Adresse de l'auteur : Claude Montmarquette, CIRANO, 2020 rue University, 25<sup>ème</sup> étage, Montréal, Qc, Canada H3A 2A5 Tél. : (514) 985-4015 Fax : (514) 985-4039 courriel : montmarc@cirano.umontreal.ca Nous remercions Nathalie Viennot-Briot de sa collaboration dans la phase finale de cette recherche et Éric Bélair pour sa lecture attentive d'une version préliminaire de ce texte. Nous remercions Philip Jennings de ses suggestions et remarques et de son aide avec la banque de données. Nous avons largement bénéficié des commentaires de plusieurs personnes de Développement des ressources humaines Canada lors de rencontres et séminaires. Cette recherche a été financée par le DRHC. Selon la formule usuelle, les auteurs assument seuls la responsabilité des erreurs et omissions de ce texte.

<sup>†</sup> Université de Montréal et CIRANO

<sup>‡</sup> Université de Montréal et CIRANO

<sup>§</sup> Université de Sherbrooke et CIRANO

<sup>¶</sup> CIRANO

<sup>ⓧ</sup> CIRANO

*school (the Canadian rate of dropouts from high school is 18%), any policy likely to reduce the dropout rates will be an effective means of improving the working situation of the youth. Our research identifies several determinants of dropping out and different policies which can be put into action by the governments in order to reduce dropout. 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.*

**Mots Clés :** Abandon scolaire, heures travaillées pendant les études, salaire minimum

**Keywords :** School dropout, hours of work during study, minimum wage

## Sommaire

La détérioration des conditions salariales des travailleurs non qualifiés sur le marché du travail a été l'objet d'une attention considérable au cours des dernières années. Malheureusement, elle n'est pas la seule source de préoccupations pour les décideurs publics. S'agissant de cette catégorie de travailleurs, le ratio emploi/population demeure singulièrement bas et le taux de chômage se maintient à des niveaux le plus 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. Parmi elles, les mesures destinées à endiguer le phénomène du décrochage scolaire retiennent tout particulièrement l'attention des gouvernements, ce qui n'est pas pour surprendre 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.

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 des variables macro-économiques et des institutions sur les déterminants de l'abandon des études secondaires et sur le 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 et répondant entre 1984 et 1991 à l'un ou l'autre des trois statuts suivants : diplômé, persévérant ou sortant. Enfin, sur la base des données de l'enquête, nous avons défini un modèle économétrique visant à expliquer à la fois les déterminants 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, difficultés scolaires, 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.).

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. Les résultats économétriques ont montré que l'abandon scolaire diminue lorsque l'âge légal d'abandon est plus élevé. 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. 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 d'une attention particulière. 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 dix heures par semaine est loin d'inciter au décrochage, et l'expérience de travail acquise parallèlement aux études favorise même parfois l'insertion sur le marché de l'emploi de ceux qui obtiendront leur diplôme. On pourra néanmoins arguer que les étudiants qui veulent "meubler" une partie de leurs temps libres ont avantage 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<sup>e</sup> 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<sup>e</sup> année en mathématiques. Il serait aussi intéressant de regarder de plus près le fonctionnement des écoles privées où l'abandon reste moins fréquent.

Ce qui toutefois ressort principalement de notre étude, c'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, chez lesquels on observe souvent un goût moins marqué pour l'étude ou encore une plus grande incertitude quant

aux chances de mener des études supérieures à terme. 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 (entre 1987 et 1991, c'était notamment le cas de la Colombie-Britannique, de L'Ile-du-Prince-Édouard, de la Nouvelle-Écosse et de l'Alberta. Présentement seuls l'Ontario et les Territoires du Nord-Ouest utilisent cette mesure). Si l'on se fie aux résultats de notre recherche, une telle mesure est hautement souhaitable, pour peu que nos gouvernements manifestent une volonté réelle de réduire l'abandon scolaire au secondaire des jeunes canadiens. Une objection à des taux de salaire minimum différenciés par âge serait qu'il en résulte une plus grande inégalité dans les revenus. Ce que nos résultats font ressortir est que le coût d'opportunité de ne pas utiliser des taux différenciés est d'inciter plusieurs jeunes à ne pas terminer leurs études secondaires avec des conséquences à moyen et long terme sur leurs revenus qui sont nettement plus importantes et prolongées que de souffrir un salaire minimum plus faible dû à leur âge.

Finalement, il faut rappeler que cette étude s'inscrit dans un programme de recherche dont le thème général est la transition école-emploi. La prochaine étape est d'arrimer l'enquête des sortants de 1991 avec l'enquête sur le suivi de 1995, afin d'étudier le phénomène du raccrochage scolaire et de l'insertion sur le marché du travail. Il sera alors possible de suivre les mêmes individus sur une période relativement longue, ce qui devrait nous permettre de vérifier l'incidence du travail pendant les études sur l'intégration au marché de l'emploi et de voir si les raccrocheurs ont su tirer avantage de leur décision.

## 1 Introduction

La détérioration des conditions des travailleurs non qualifiés sur le marché du travail (chômage élevé, baisse des revenus) a été l'objet d'une attention considérable au cours des dernières années. Les chercheurs qui se sont attaqués à la question des inégalités de revenu (DiNardo, Fortin et Lemieux [1996] ou Murphy et Welch [1992]) ont noté que, aux États-Unis, les revenus des travailleurs moins qualifiés (par exemple, ceux qui n'ont pas terminé leurs études secondaires) ont considérablement diminué au cours des années 80. Par contre, les individus qui se trouvaient déjà dans la tranche supérieure de la distribution des revenus ont vu leur situation s'améliorer. Au Canada, les inégalités de revenu ne se sont pas accrues de façon aussi marquée, ce qui s'explique sans doute par la générosité des programmes sociaux canadiens. De plus, le taux de syndicalisation est ici plus élevé : selon DiNardo et Lemieux (1997), la chute de ce taux aux États-Unis, où il ne cesse de diminuer depuis 25 ans, expliquerait, pour les deux tiers, la différence observée entre les deux pays de 1981 à 1988, dans la croissance des inégalités.

La détérioration des conditions salariales des travailleurs non qualifiés n'est pas la seule source de préoccupations pour les décideurs publics canadiens. S'agissant de cette catégorie de travailleurs, le ratio emploi-population demeure singulièrement bas et le taux de chômage se maintient à des niveaux le plus souvent élevés. Différentes formes d'intervention peuvent être envisagées afin de renverser cette tendance. Parmi elles, les mesures destinées à endiguer le phénomène du décrochage scolaire retiennent tout particulièrement l'attention des gouvernements, ce qui n'est pas pour surprendre quand on sait l'importance accordée de nos jours aux emplois dits "du savoir". La plupart 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, 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, mais dont certaines conclusions selon nous demandent à être nuancées. 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 tout<sup>1</sup>. 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 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 document souligne le seuil de vingt heures sur la base de simples statistiques descriptives. Or, comme nous le verrons plus loin, des statistiques descriptives plus détaillées montrent que le taux d’abandon chez les étudiants qui ne travaillent pas est supérieur à celui des étudiants qui travaillent moins de vingt heures par semaine, même si en chiffre absolu ces derniers abandonnent en plus grand nombre.

---

<sup>1</sup>Section 6, page 46.

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.

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 embauchent<sup>2</sup>. Une telle initiative indique clairement combien la situation actuelle des jeunes est préoccupante. Mais 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 qu'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 manoeuvre 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 s'attaquant au problème de l'abandon des études, nous espérons aider à la réalisation de ces deux objectifs : qualifier les jeunes

---

<sup>2</sup> *Toronto Star*, 23 janvier 1998.

et accroître le stock de capital humain dans l'économie. 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 "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" (1993), à l'échelle canadienne, 18 % des jeunes abandonnent leurs études secondaires<sup>3</sup>. 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 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 effectuons une revue de la littérature pertinente, suivie dans la section 3 d'une discussion de la problématique théorique. Dans la section 4, 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 5 conclut le texte.

---

<sup>3</sup>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 nouvelles 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 ce 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.

## 2 Revue de la littérature

### 2.1 Impact sur la performance future sur le marché du travail

Cet aspect n'est pas à négliger : 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 pourra considérer qu'il s'agit d'une forme d'investissement valable, qu'il faut encourager jusqu'à un certain point, s'il est montré que le processus de transition "permanente" vers le marché du travail s'en trouve facilité. La vitesse avec laquelle les jeunes intègrent le marché du travail en se trouvant un emploi dit stable fournit un indicateur de la rapidité du processus de transition<sup>4</sup>. Même si cette question est à l'étude dans un autre volet du projet en cours, il nous a paru pertinent de l'aborder dans ces pages, notamment d'un point de vue empirique.

Notons tout d'abord la difficulté d'évaluer les bénéfices ou les inconvénients potentiels du travail pendant les études lorsque les données dont disposent les chercheurs ne couvrent pas une période suffisamment longue et que les effets à long terme n'entrent pas dans le cadre de l'analyse. Malgré cette difficulté, un consensus se dégage parmi les chercheurs selon lequel le travail pendant les études est fortement corrélé avec une hausse des taux d'emploi et des revenus de travail après la fin des études. Sur la base des données provenant de l'enquête américaine du National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) couvrant la période allant de 1979 à 1982 pour les étudiants qui fréquentaient l'école secondaire en 1979, D'Amico (1984) ainsi que D'Amico et Baker (1984) 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 élevés<sup>5</sup>. En utilisant un échantillon du NLSY très semblable à celui des auteurs précédents, Stern et Nakata (1989) démontrent de leur côté que le travail pendant les études, surtout s'il présente un certain degré

---

<sup>4</sup>Par exemple, le premier emploi de référence tel que défini par le Suivi de l'enquête auprès des sortants de Statistique Canada (1995).

<sup>5</sup>À noter que ces estimations ont été obtenues pour ceux qui choisissent de ne pas s'inscrire au collège après leur secondaire.

de complexité<sup>6</sup>, est associé avec un salaire horaire plus élevé et un chômage plus faible peu de temps après l’obtention d’un diplôme. Il n’est pas impossible cependant que les effets observés par les auteurs aient été déterminés en partie par la sélection de l’échantillon : sur ce point, il faut préciser que Stern et Nakata limitent leur analyse aux “seniors” du secondaire qui ont obtenu leur diplôme mais qui ne sont pas inscrits à un programme d’études supérieures. Chose certaine, les résultats de cette étude n’apportent pas la preuve qu’un élève en classe terminale du secondaire, choisi de façon aléatoire (c’est-à-dire avec ou sans diplôme), tirera des bénéfices du fait de travailler pendant ses études.

Fondant leur analyse sur les données du National Longitudinal Survey of the High School Class of 1972, Meyer et Wise (1982) arrivent essentiellement aux mêmes conclusions que les études précédentes : ceux et celles qui travaillent durant leurs études secondaires touchent, une fois sur le marché du travail, des salaires plus élevés. Stephenson (1981), qui travaille à partir d’interviews réalisées par le National Longitudinal Survey of Young Men de 1966 à 1971, en arrive à la même conclusion. Il observe un effet positif particulièrement fort en ce qui concerne les jeunes qui travaillent à temps plein durant leurs études. Il faut toutefois être très prudent dans l’interprétation d’un tel résultat. D’abord, il n’est pas clairement démontré que ceux qui travaillent à temps plein durant leurs études ne gardent pas le même emploi à la sortie de l’école<sup>7</sup>. Ensuite, Stephenson attribue à ceux qui ne travaillent pas (on parle ici du travail après la fin des études) un salaire nul au lieu du salaire potentiel, qui correspond en gros à ce qu’un travailleur sans emploi peut espérer gagner en moyenne étant donné ses caractéristiques personnelles. Or, en procédant ainsi, Stephenson “force” les données : statistiquement, l’attribution d’un salaire nul aux individus du groupe contrôle (les jeunes qui travaillent peu ou pas du tout) crée un biais à la hausse de l’effet positif du travail sur le salaire à venir. Si le travail pendant les

---

<sup>6</sup>Le degré de complexité de l’emploi a été établi suivant le code d’occupation. À partir de ce code, les auteurs se référaient au “Dictionary of Occupational Title” (DOT) qui répertorie les emplois et les caractérise en fonction d’exigences définies (habiletés, tâches à accomplir et degré de complexité de ces tâches tel qu’évalué par les analystes du DOT).

<sup>7</sup>Une analyse préliminaire du Suivi de l’enquête des sortants nous permet de constater que bon nombre de transitions vers le marché du travail à la fin des études s’effectuent justement en occupant le même emploi que celui occupé pendant les études.

études aide bel et bien à occuper par la suite un emploi, ce qu'à peu près toutes les études confirment, son incidence sur le salaire en début de carrière est loin d'être aussi positive que le prétend l'auteur.

L'étude de Mortimer et Finch (1986), conduite à partir des données d'une enquête longitudinale du Youth in Transition Study portant sur des jeunes gens qui étaient en dixième année en 1966 (interviews réalisées jusqu'en 1974), confirme elle aussi les effets bénéfiques du travail sur les salaires futurs. Les résultats obtenus par les auteurs montrent que, en 1973 (donc, quelques années après la fin des études), les salaires des diplômés comme des sortants étaient plus élevés surtout pour ceux qui avaient travaillé un nombre relativement élevé d'heures au cours de leurs études.

L'étude de Ruhm (1997) bénéficie également de la perspective qu'offre le long terme. À partir des vagues plus récentes du NLSY, Ruhm peut examiner l'impact des heures travaillées pendant les études sur le salaire et la probabilité d'occuper un emploi six à neuf ans plus tard. Son analyse ne révèle aucun effet négatif d'une participation faible à modérée des élèves au marché de l'emploi. Selon lui, au contraire, les élèves du secondaire qui en sont à leur dernière année d'étude et qui occupent en même temps un emploi sortent gagnants, que ce soit en termes de salaires, d'avantages sociaux ou de statut d'occupation. Par exemple, les jeunes qui travaillent vingt heures par semaine durant leur dernière année d'étude ont, de 6 à 9 ans plus tard, un salaire horaire plus élevé en moyenne de 9 % ou une compensation horaire moyenne plus élevée de 11 % si l'on tient compte des avantages sociaux. Comme ils ont également de meilleures chances de trouver un emploi à la sortie de l'école, leurs gains moyens annuels surpassent ceux des autres de 22 %. Les effets positifs du travail pendant les études s'observent surtout chez les femmes.

Stevenson (1978) utilise en partie les mêmes données que Stephenson (1981) et il arrive essentiellement aux mêmes conclusions. Quant à Marsh (1991), il montre, données du High School and Beyond Survey (interviews 1980-84) à l'appui, que la probabilité du chômage deux ans après la date normale de l'obtention du diplôme décroît pour ceux qui ont occupé un emploi pendant leur dernière année d'étude.

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 trouvés<sup>8</sup>. 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 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 des post-scolaires sur le marché du travail.

---

<sup>8</sup>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 intraduisible de “stick-to-itiveness”.

## 2.2 Impact sur la performance scolaire et le niveau de scolarité

On s'entend en général sur l'incidence positive du travail pendant les études sur l'intégration des jeunes au marché de l'emploi, mais son impact sur la performance scolaire et sur le niveau de scolarité reste, lui, sujet à discussion. 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. Paradoxalement, ils relèvent également que le classement à l'école est affecté positivement pour les étudiants masculins blancs, alors qu'il n'y a aucun effet notable pour les autres groupes. 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 Steel (1991) à partir des données du NLSY (entrevues de 1979, 1980 et 1981 des 17-18 ans en 1979). Schill, McCartin et Meyer (1985) obtiennent eux aussi sensiblement les mêmes résultats pour des jeunes de l'État de Washington : les étudiants qui travaillent de une à vingt heures par semaine ont une moyenne cumulative ("GPA") plus élevée. Notons toutefois qu'il ne s'agit, dans cette étude, que de corrélations empiriques; aucun modèle statistique explicatif n'est utilisé. Par conséquent, l'effet confondant des caractéristiques individuelles et familiales joue vraisemblablement un rôle important. Barone (1993) en arrive à peu près aux mêmes conclusions pour un échantillon de 2 000 étudiants de l'État de New York : la moyenne cumulative de ces étudiants (encore ici, il ne s'agit que de corrélations empiriques) souffre d'une participation importante au marché du travail.



Les études de Greenberger et Steinberg (1980) et de Greenberger, Steinberg et Ruggerio (1982) concluent aux effets négatifs certains du travail pendant les études. En se basant sur un échantillon de 531 étudiants de 10<sup>e</sup> et 11<sup>e</sup> années, qui proviennent de quatre écoles du sud de la Californie et qui occupent un emploi pour la première fois ou qui n'ont jamais travaillé, les auteurs documentent l'impact négatif du travail sur une gamme de variables : la moyenne cumulative, l'absentéisme, le temps d'étude, la délinquance et les aspirations en termes de scolarisation. Étudiant un échantillon différent provenant de six écoles situées dans le nord de la Californie et de trois dans le Wisconsin (interviews effectuées à l'automne 1987 et au printemps 1988), Steinberg et Dornbusch (1991) observent que travailler dix heures ou moins par semaine n'a aucun effet, positif ou négatif, sur la performance scolaire. Mais une augmentation du nombre d'heures entraîne des conséquences négatives de même nature que celles documentées dans les deux études précédentes. Les échantillons respectifs des trois études qui viennent d'être résumées présentent cependant des problèmes de représentativité et de biais de sélection. À titre d'exemple, l'échantillon utilisé par Greenberger et Steinberg (1980) et Greenberger, Steinberg et Ruggerio (1982) regroupe des collégiens de quatre écoles provenant du même comté (Orange County). Or, rien n'indique que le comportement des jeunes d'Orange County soit représentatif de celui des jeunes du même âge des autres comtés ou de l'ensemble du pays. De plus, les auteurs ont éliminé de leur échantillon tous les jeunes qui n'occupaient pas un emploi au moment de l'enquête mais qui en occupaient un dans les semaines précédentes, écartant de la sorte, avec les biais (non prévisibles) que cela peut entraîner, tous ceux dont le cheminement en milieu de travail est instable.

Marsh (1991), de même que Turner (1994), s'inspirent tous deux de l'enquête High School and Beyond, Marsh utilisant les entrevues de 1980, 1982 et 1984 et Turner se limitant à celles de 1980 et 1982. Alors que, selon Marsh, le travail a des effets négatifs sur un ensemble d'indicateurs de performance scolaire, il aurait pour Turner 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'éducation<sup>9</sup>. Un des résultats les plus

---

<sup>9</sup>À noter que la différence majeure entre l'étude de Marsh et celle de Turner est que

intéressants de Turner concerne l'emploi du temps des jeunes qui travaillent. Les données indiquent que, 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 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) estime l'effet des heures travaillées pendant les études sur plusieurs mesures de réussite scolaire, soit la probabilité de terminer des études secondaires, le niveau de scolarité ainsi que la probabilité de cumuler 4 années ou plus d'éducation supérieure. L'auteur évalue également la performance sur le marché du travail des jeunes qui ont travaillé pendant leurs études. Selon lui, cette performance est dans l'ensemble positive, mais plusieurs des résultats qu'il obtient ne portent que sur des étudiants de dernière année du secondaire et ne tiennent pas compte de ceux qui ont quitté l'école avant même d'accéder à la classe terminale. Une surestimation des effets positifs du travail pendant les études n'est donc pas à exclure.

Essentiellement, Ruhm 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 diplôme<sup>10</sup>. De plus, il n'y a aucune preuve empirique que le travail durant les années "sophomore" et "junior" 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 ne sont guère significatifs, bien que négatifs, 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. Par exemple, la réduction prédite du nombre

---

cette dernière accorde un soin particulier à essayer d'éliminer les biais d'endogénéité.

<sup>10</sup>Il modélise l'effet des heures à l'aide d'une spécification quadratique.

d'années de scolarité par rapport à ceux qui ne travaillent pas passe de 0,07 année pour ceux qui travaillent dix heures par semaine, à 0,21 année pour ceux qui travaillent vingt heures, et à 0,68 année pour quarante heures par semaine<sup>11</sup>.

Pour compléter cette 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. Tout comme il est expliqué dans notre modèle théorique, 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.

Pour vérifier cette hypothèse, Cameron et Heckman définissent une variable indiquant le revenu moyen par comté et par catégorie de qualifications requises selon que l'individu a à choisir entre 1) entrer ou non à l'école secondaire après sa neuvième année; 2) obtenir ou non son diplôme d'études secondaires; et 3) obtenir un certificat d'équivalence d'études secondaires s'il n'a pas terminé ses études secondaires "régulières"<sup>12</sup>. Selon leurs calculs, cette variable, qui reflète les conditions locales du marché du travail pour les jeunes, est de signe négatif et est statistiquement significative. Pour l'échantillon au complet, les auteurs estiment que, pour le comté étudié, une baisse de 33 % du revenu moyen entraîne une hausse de 5,4 % de la probabilité d'obtenir un diplôme d'études secondaires. Ce qui est vraiment intéressant, c'est que, lorsqu'ils procèdent par groupe démographique, l'effet du revenu local moyen le plus

---

<sup>11</sup>Le nombre d'heures de travail par semaine fait référence aux heures travaillées durant la semaine où l'entrevue a été réalisée.

<sup>12</sup>Pour les individus qui transitent entre la neuvième année et le début du "High School", Cameron et Heckman définissent une mesure du coût d'opportunité dans le secteur non qualifié en utilisant le revenu moyen dans les industries des services et du commerce de gros et de détail. Le coût d'opportunité des études post-secondaires est obtenu en utilisant le revenu moyen dans les secteurs manufacturiers, de la construction, des mines, du transport ainsi que des services publics.

faible se retrouve chez les Blancs alors que les Noirs et plus encore les Hispaniques réagissent plus fortement aux variations de revenu : une baisse de 33 % du revenu local moyen se traduit par une hausse de 12,8 % de la probabilité qu'un Hispanique obtienne son diplôme d'études secondaires. Exprimé sous un angle différent, comme le niveau de scolarité est généralement moins élevé chez les Hispaniques et les Noirs, le coût d'opportunité de renoncer à des études secondaires complètes est pour eux forcément moins élevé et motive davantage leur décision d'abandonner les études. Pour les Blancs qui ont davantage tendance à poursuivre leurs études au delà du niveau secondaire, ce coût est plus élevé.

### **3 Modélisation théorique**

#### **3.1 Modèles de choix travail-abandon**

Sur quoi les individus se fondent-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 ces dernières présentent pour lui des avantages. Ces avantages peuvent être liés au plaisir de l'étude mais 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 pas que pour eux des 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 et l'information sur le marché de l'éducation et du travail associées au milieu socio-économique, 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 devront tenir compte de tous les déterminants idiosyncratiques et autres, et de toutes les séquences dynamiques 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. Loin de nous l'idée de nier l'importance de facteurs autres qu'économiques pour

expliquer le phénomène du décrochage scolaire<sup>13</sup>. D'ailleurs, 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. Toutefois, il nous semble important de mettre au premier rang des facteurs explicatifs du décrochage la rationalité économique des agents. Un manque d'intérêt 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 de ne pas terminer leurs études.

### 3.2 Le choix du niveau de scolarité

Notre hypothèse de travail est 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 transitions<sup>14</sup>. Mais simplifiée de la sorte, elle 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 %<sup>15</sup>. Toutefois, le fait que des jeunes décident de ne pas

---

<sup>13</sup>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.

<sup>14</sup>Voir Topel et Ward (1992) sur ce point.

<sup>15</sup>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

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, évidemment, 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, du court terme : pour eux, tout ce que leur procure le salaire qu'ils pourront toucher 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 sur le processus décisionnel relatif au choix de scolarité.

Supposons qu'il y ait deux statuts de scolarité possibles, diplômé et non-diplômé<sup>16</sup>. 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.

---

un survol de cette littérature.

<sup>16</sup>Le modèle s'applique tout aussi bien à la décision de poursuivre au niveau universitaire.

- $p_2(w_{\min}, T)$  = probabilité de trouver un emploi pour l'individu diplômé.  
 $r$  = probabilité d'obtenir le diplôme d'études secondaires.  
 $\delta$  = facteur d'escompte.  
 $a \in \{0, 1\}$  : variable de choix de l'individu ( $a = 1 \Rightarrow$  abandon)

Nous supposons que l'horizon temporel est de deux périodes, la fin de la deuxième période s'accompagnant du diplôme. Toute la littérature existante concernant la rentabilité de l'éducation suggère que l'espérance de  $w$  sous  $F_2$  est plus grande que sous  $F_1$ . Considérons le choix qui s'offre à l'individu en première période d'abandonner ses études maintenant et de chercher un emploi, ou de persévérer une année de plus.

Son problème est donc :

$$\text{Choisir } a = 1 \text{ ssi} \tag{1}$$

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

Différents scénarios peuvent être décrits à partir de ce cas de figure. D'abord, si

$$p_1(w_{\min}, T) \int_{w_{\min}} w dF_1(w) = p_2(w_{\min}, T) \int_{w_{\min}} w dF_2(w)$$

en d'autres termes si l'espérance de gain pour le décrocheur est égale à l'espérance de gain pour le diplômé (en supposant  $r = 1$ ), 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 ( $a > 1$ ), l'une et l'autre possibilité étant peu plausibles<sup>17</sup>. De plus, même si l'espérance de gain est plus grande lorsque l'on persévère, c'est-à-dire

---

<sup>17</sup>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.



même si  $\delta < 1$  (l'individu escompte les gains futurs), il existe une valeur critique strictement positive de

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

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 appert 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'adandon 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 "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", 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 notables<sup>18</sup>.

L'influence du salaire minimum est par ailleurs ambiguë. D'une part, comme il agit en tant que borne inférieure de la distribution des salaires,

---

<sup>18</sup>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, page 55.

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 que 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  $F_1$ <sup>19</sup>, 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  $w_{\min 1}$  à  $w_{\min 2}$ , 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  $w_{\min 1} - w_{\min 2}$  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 :

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

$$\text{avec } F_2 : E(w|w > w_{\min}) = \gamma + \varphi(w_{\min 1} - \gamma)/[1 - \Phi(w_{\min 1} - \gamma)] \equiv M_2$$

où  $\varphi$  et  $\Phi$  sont respectivement la fonction de densité et la fonction de distribution cumulative. Nous voulons comparer

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

avec

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

Or, on peut démontrer que

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

---

<sup>19</sup>  $F_2(x) \leq F_1(x)$ , pour tout  $x$ .

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, 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 supérieures<sup>20</sup>. 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 aucune 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  $p_i(w_{\min}, T = 1) > p_i(w_{\min}, T = 0)$   $i = 1, 2$ <sup>21</sup>. 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 telle<sup>22</sup>.

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

---

<sup>20</sup>Voir Altonji (1993) concernant ce point précis.

<sup>21</sup>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.

<sup>22</sup>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.

de désintérêt pour l'éducation, ces deux facteurs étant souvent indissociables.

## 4 L'Analyse empirique de l'abandon et du travail pendant les études

### 4.1 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'échelonnant 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 familiales<sup>23</sup> 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",

---

<sup>23</sup>De façon plus exacte, la personne étant considérée comme ayant le jeune à charge reçoit l'allocation.

“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 environ 20 % des cas. Comme les “potentiels” ont été sur-échantillonnés, il s’ensuit que les sortants sont aussi sur-échantillonnés.

Ces remarques sont importantes car 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 échantillons<sup>24</sup>.

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 achevées avec diplôme), soit des sortants (études interrompues), soit des “persévérants” (études en cours). En plus des variables de l’enquête proprement dite, nous recourons à des variables reflétant les conditions économiques du comté de résidence des enquêtés<sup>25</sup>. 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 parents<sup>26</sup>. En effet, il y a de bonnes raisons de penser que l’éducation

---

<sup>24</sup>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).

<sup>25</sup>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.

<sup>26</sup>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.

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 : les jeunes qui ignorent le niveau de scolarité de leurs parents (ou qui refusent de le préciser) étant exclus de cet échantillon, le niveau de scolarité de leurs parents 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 économétriques<sup>27</sup>.

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 le taux de décrochage chez les hommes et les femmes est 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 diminue sensiblement chez les jeunes qui travaillent plus de 15 heures. Le pourcentage d'étudiants qui reconnaissent avoir eu des difficultés en langue maternelle

---

<sup>27</sup>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 décrochage. 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.

ou en mathématiques augmente lorsqu'ils travaillent plus de 15 heures. À première vue, le tableau 2 indique donc qu'une participation intensive au marché du travail affecte les résultats scolaires. Mais il faut rester prudent dans l'interprétation d'une telle conclusion, car il est tout aussi plausible que les étudiants qui décident de travailler plus de 15 heures soient précisément ceux qui 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 par là 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 montre 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 semaine<sup>28</sup>. 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 ainsi que la figure 3 refont le même exercice que le tableau précédent, mais en détaillant les profils par le degré de réussite scolaire. On remarque de nouveau la forme en U sauf que l'effet marginal des heures travaillées ne semble pas se comporter autant en palier qu'à la figure précédente : en fait, la figure 3 suggère que, au-delà de 10 heures, il existe sur la probabilité d'obtention d'un diplôme un effet graduellement négatif de la participation au marché du travail. 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

---

<sup>28</sup>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.

de 21,02 % à 56,84 % entre 10 et 20 heures travaillées.

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

## 4.2 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 modèle théorique 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 indépendantes 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 et la décision de poursuivre ou non les études jusqu'au diplôme. Il est, par ailleurs, évident que plusieurs modélisations économétriques sont requises pour couvrir l'espace des décisions possibles. Deux d'entre elles sont discutées dans la section suivante et seront soumises à des estimations économétriques<sup>29</sup>.

#### 4.2.1 Le travail, facteur d'abandon des études

Considérons le modèle suivant :

$$A_i^* = x_i\beta + \delta_1 T_i + \delta_2 T_i^2 + v_i. \quad (2)$$

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

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

Ainsi, l'étudiant choisit d'abandonner ses études ( $A_i = 1$ ) si l'utilité du décrochage est positive, c'est-à-dire  $A_i^* > 0$  (la référence à zéro est arbitraire puisque l'utilité est non mesurable).  $x_i$  est un vecteur de variables explicatives et  $\beta$  un vecteur correspondant des paramètres.

$T_i$  est la variable mesurant l'activité de travail à temps partiel durant les études. La spécification est non linéaire, en conformité avec les statistiques descriptives de la section précédente. Plusieurs mesures du travail et de sa spécification non linéaire dans l'abandon sont possibles. La version continue, retenue ici, considère le nombre d'heures travaillées par semaine en incluant les cas où l'étudiant ne travaille pas. Les  $\delta$  sont les coefficients associés à la variable travail.  $v_i$  est un terme d'erreur.

---

<sup>29</sup>Notre programme de recherche prévoit la spécification d'autres modèles économétriques. L'orientation de ces nouveaux modèles sera définie dans la conclusion de ce texte.

Dans ce modèle,  $T_i$  est directement observable. De plus, nous ne nous sommes pas intéressés ici aux déterminants de la décision de travailler ou non pendant les études. Une estimation de référence consiste à utiliser les moindres carrés ordinaires (MCO). Il s'agit du modèle linéaire en probabilité qui n'impose pas de fonction de distribution du terme d'erreur mais qui introduit un problème d'hétéroscédasticité et n'assure pas que la valeur prédite de la propension à abandonner soit comprise entre 0 et 1. Une façon évidente de contourner cette dernière difficulté est la référence à une estimation de type probit. Cette estimation s'obtient par la méthode du maximum de vraisemblance en supposant une distribution normale standardisée de l'aléa  $v_i$ .

La difficulté la plus importante de ce modèle vient cependant de la corrélation prévisible de la variable du travail  $T_i$  avec le résidu  $v_i$  de l'équation (2). En d'autres termes, des éléments non observables contenus dans  $v_i$ , comme l'ambition, le sérieux de l'étudiant, etc., peuvent également expliquer sa décision de travailler pendant les études. Il est connu que les estimateurs sont biaisés et non convergents lorsqu'il y a corrélation entre les variables explicatives et le résidu. Il faut recourir à des méthodes de variables instrumentales pour faire face à cette difficulté. Une autre approche consiste à spécifier les déterminants de l'équation de travail. C'est cette dernière approche que nous discutons dans la section suivante.

#### 4.2.2 Le modèle probit-tobit d'abandon et du travail

On peut vouloir s'intéresser, pour des raisons de politiques économiques notamment, à ce qui motive les jeunes à travailler durant leur cursus scolaire. Considérons l'ajout de l'équation (3) à l'équation (2) définie comme une régression tobit (censurée) pour expliquer les déterminants du travail pendant les études :

$$\begin{aligned} T_i &= z_i\gamma + \eta_i && \text{si et seulement si le côté droit est } > 0, \\ T_i &= 0 && \text{autrement.} \end{aligned} \quad (3)$$

Avec cette spécification, il y a un point de masse (une censure) à  $T_i = 0$ . Les  $z_i$  sont les variables explicatives et les  $\gamma$  sont les éléments des paramètres correspondants.  $\eta_i$  est un terme d'erreur de moyenne

nulle et de variance  $\sigma_\eta^2$ . Notons que nous pourrions définir l'équation du travail avec  $T_i^*$ , c'est-à-dire l'utilité du travail (ou la propension au travail), toujours non observable, sans vraiment changer l'interprétation du modèle. Il suffirait d'ajouter comme dans le probit précédent les expressions  $T_i = T_i^*$  si  $T_i^* > 0$  et  $T_i = 0$  autrement. L'important ici est de maintenir la relation entre la propension à abandonner  $A_i^*$  et l'intensité du travail  $T_i$  observée pendant les études.

Nous allons définir cette spécification, le probit-tobit. Une procédure d'estimation de ce système d'équations par maximum de vraisemblance suppose une distribution normale bivariable des erreurs résiduelles  $\nu_i$  et  $\eta_i$ . Les détails techniques associés à l'estimation de ce modèle sont présentés dans l'annexe B.

#### 4.2.3 Le modèle probit-probit ordonné d'abandon et du travail

Une autre spécification du modèle de l'abandon des études et du travail pendant les études secondaires est la suivante :

Soit

$$A_i^* = x_i\beta + \delta_1 D_{1i} + \delta_2 D_{2i} + \delta_3 D_{3i} + \delta_4 D_{4i} + v_i \quad (4)$$

$$A_i = 1 \quad \text{si } A_i^* > 0$$

$$= 0 \quad \text{autrement,}$$

où,

$$D_{1i} = 1 \quad \text{si } T_i = 1 \quad \text{et } D_{1i} = 0 \quad \text{autrement,}$$

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

$$D_{3i} = 1 \quad \text{si } T_i = 3 \quad \text{et } D_{3i} = 0 \quad \text{autrement,}$$

$$D_{4i} = 1 \quad \text{si } T_i = 4 \quad \text{et } D_{4i} = 0 \quad \text{autrement.}$$

Et l'équation du travail :

$$T_i^* = z_i\gamma + \eta_i, \quad (5)$$

où,

$T_i = 0$	si et seulement si $T_i^* \leq \zeta_0$ ,
$T_i = 1$	si et seulement si $\zeta_0 < T_i^* \leq \zeta_1$ ,
$T_i = 2$	si et seulement si $\zeta_1 < T_i^* \leq \zeta_2$
$T_i = 3$	si et seulement si $\zeta_2 < T_i^* \leq \zeta_3$
$T_i = 4$	si et seulement si $\zeta_3 < T_i^*$ .

Dans ce modèle économétrique,  $A_i^*$  demeure la propension à abandonner et seule est observée la décision ou non d'abandonner.  $T_i^*$  est la propension à travailler, également non observable. Par ailleurs,  $T_i = 0$  représente la situation des individus qui ne travaillent pas;  $T_i = 1$  celle de ceux qui travaillent entre une heure et 10 heures;  $T_i = 2$  caractérise la situation de ceux qui travaillent entre 10 et 20 heures;  $T_i = 3$  représente la situation de ceux qui travaillent entre 20 et 30 heures; enfin,  $T_i = 4$  correspond à la situation de ceux qui travaillent plus de 30 heures. Toutes ces dernières situations sont observables. Comme dans le modèle précédent, l'essentiel de ce système est la relation entre la propension à abandonner  $A_i^*$  et l'intensité du travail pendant les études telle qu'observée selon les catégories correspondantes. Cette relation est mesurée ici de façon discrète plutôt que continue. Dans une certaine mesure, cette fonction offre plus de flexibilité dans la relation travail-abandon, au prix cependant d'avoir à fixer les seuils des heures travaillées de façon plus ou moins arbitraires<sup>30</sup>.

Les contributions individuelles à la fonction de vraisemblance de ce modèle sont établies en supposant une fonction normale bivariée pour les résidus :  $v_i, \eta_i \sim NB(0, 0, 1, 1, \rho)$ . Explicitement, cette fonction de densité s'écrit :

$$\phi_2(v_i, \eta_i) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(v_i^2 - 2\rho v_i\eta_i + \eta_i^2)\right].$$

Par exemple, la contribution individuelle d'un décrocheur ( $A_i = 1$ ) qui ne travaille pas ( $T_i = 0$ ) s'obtient de la façon suivante :

$$P(A_i = 1, T_i = 0) = \int_{-x_i\beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{\zeta_0 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) dv_i d\eta_i.$$

---

<sup>30</sup>Nous avons exploré différents seuils avant de retenir ceux présentés dans le texte. Il serait intéressant de songer à endogénéiser ces seuils.

Les neuf autres cas de figure correspondant à ce modèle, soit :

$$P(A_i = 1, T_i = 1), P(A_i = 1, T_i = 2), P(A_i = 1, T_i = 3), \\ P(A_i = 1, T_i = 4), P(A_i = 0, T_i = 0), P(A_i = 0, T_i = 1), \\ P(A_i = 0, T_i = 2), P(A_i = 0, T_i = 3), P(A_i = 0, T_i = 4)$$

sont définis dans l'annexe B de même que la fonction de vraisemblance à estimer. On maximise, par la suite, le logarithme de la fonction de vraisemblance par rapport aux paramètres  $\beta, \delta, \gamma, \zeta$  et  $\rho$  du modèle. Nous nommons ce modèle le probit-probit ordonné du problème de l'abandon-travail.

Deux remarques avant de présenter les résultats des estimations économétriques. Premièrement, substituer dans l'équation d'abandon la propension à travailler  $T_i^*$  au travail observé  $T_i$  ne pose pas de problème économétrique sérieux sauf si on veut supposer une relation non linéaire entre ces variables : dans ce cas, le problème devient beaucoup plus complexe. Deuxièmement, introduire la propension au décrochage comme variable explicative de la propension au travail pour compléter la simultanéité du modèle pose un problème de cohérence logique du modèle statistique (Maddala, 1983).

### 4.3 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 suréchantillonnage des décrocheurs apparaît clairement dans l'enquête avec 12 % selon les données pondérées contre 24 % sans tenir compte des pondérations<sup>31</sup>. 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. Les variables explicatives ont été regroupées selon les caractéristiques personnelles des individus (sexe, difficultés scolaires et heures travaillées comme déterminant du décrochage), leur milieu socio-économique (nombre de changements d'écoles, école privée ou publique,

---

<sup>31</sup>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.

éducation des parents) et leur environnement institutionnel et macroéconomique (âge légal d’abandon, salaire minimum en vigueur et taux de chômage). On note que plus de 40 % des élèves déclarent avoir eu des difficultés en mathématiques<sup>32</sup>. 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 6. 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 scolaires 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 de salaire minimum moyens compilés sur la période possible d’abandon. Les variables croisées concernant le taux de chômage (abandon et travail) prennent en compte le fait que pour les individus qui n’habitent pas une région métropolitaine

---

<sup>32</sup>Nous avons préféré utiliser les difficultés éprouvées en mathématiques ou en langue maternelle afin de minimiser le caractère endogène des notes scolaires. Dans un travail ultérieur, l’endogénéité des notes scolaires sera examinée.

de recensement, le taux de chômage utilisé est celui de la province<sup>33</sup>. Enfin, nous retenons une variable indiquant si les études secondaires ont été faites au Québec, où elles s'étendent sur cinq ans, et non six comme ailleurs au pays.

Le tableau 6 présente les résultats du modèle linéaire en probabilité des déterminants de l'abandon scolaire (estimation avec pondération et correction de White pour l'hétéroscédasticité). Ce modèle a ses limites comme nous le notions dans une section précédente, mais sa robustesse classique aux erreurs de spécification milite toujours en faveur de sa présentation. Nous introduisons les heures travaillées pendant les études (considérée comme une variable exogène dans cette spécification) sous une forme discrète dans la première colonne du tableau et sous forme continue dans la deuxième colonne. Les résultats indiquent clairement que la probabilité de décrochage est fonction du nombre d'heures travaillées pendant les études. La relation, qui est plus complexe qu'on aurait pu le croire *a priori*, confirme nos statistiques descriptives antérieures. En effet, on note que la propension au décrochage est plus forte chez l'élève qui ne travaille pas (catégorie omise dans la colonne 1 pour les heures travaillées) que chez celui qui travaille moins de vingt heures. Selon un calcul qui spécifie de façon continue le temps de travail (colonne 2), cette propension ne s'accroît significativement que chez l'élève qui travaille plus de vingt heures par semaine. Précisons que la propension au décrochage diminue pour l'élève qui travaille moins de 9 heures avant de s'accroître à nouveau avec les heures travaillées. Les autres déterminants de l'abandon scolaire sont stables d'une spécification à l'autre. Les garçons abandonnent davantage que les filles. L'élève qui a connu des difficultés en anglais ou en français selon sa province de résidence risque davantage de décrocher. On abandonne moins si on a étudié dans une école privée et si ses parents sont éduqués. Le nombre de changements d'école augmente la propension à abandonner, ce qui démontre l'importance du climat d'accueil des écoles. Le rôle du salaire minimum sur la scolarisation, discutée dans une section précédente, est nettement confirmé par les résultats des estimations : une hausse du

---

<sup>33</sup>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 et macroéconomiques et d'être plus précis sur celles actuellement retenues.

salaire minimum incite à l'abandon des études secondaires. Un taux de chômage élevé maintient les élèves aux études et l'âge légal d'abandon, s'il est élevé, a un effet semblable<sup>34</sup>. Enfin, l'élève québécois moyen risque moins de décrocher à cause de la durée réduite des études secondaires au Québec.

Le tableau 7 présente les résultats pour l'abandon et le travail pendant les études secondaires à l'aide de spécifications économétriques sur données qualitatives. Nous présentons, à titre de référence, des estimations réalisées avec le logiciel LIMDEP et celles que nous avons programmées à l'aide de GAUSS. La différence entre les deux programmes tient à l'hypothèse formulée sur les erreurs résiduelles entre les équations de l'abandon et du travail. Avec LIMDEP, on suppose qu'il n'existe aucun lien entre les résidus de ces équations. Les estimations fondées sur GAUSS admettent que les variables non observables dans l'équation d'abandon sont corrélées avec les variables non observables dans l'équation de travail. La corrélation positive élevée et statistiquement significative obtenue avec GAUSS (voir le coefficient  $\rho$ , la statistique-t et les valeurs des fonctions de vraisemblance avec  $\rho = 0$  et  $\rho \neq 0$ ) indique bien qu'il faut rejeter le modèle plus simple estimé par LIMDEP<sup>35</sup>. 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, il faut, pour évaluer l'influence de l'intérêt pour les études sur les choix de l'élève (décrochage, travail pendant les études), se rabattre sur les résidus des deux équations. S'agissant des mêmes individus, ces résidus sont donc corrélés. Lorsque l'on examine les résultats obtenus par LIMDEP et le modèle bivarié avec GAUSS, on voit que tenir compte de cette corrélation modifie la valeur des coefficients et les  $t$ - statis-

---

<sup>34</sup>La variable "Croisée Taux de chômage" veut prendre en compte l'absence de données précises sur le taux de chômage hors d'une région métropolitaine de recensement. C'est un terme correctif qui demeure difficile à interpréter.

<sup>35</sup>Pour rejeter l'hypothèse de  $\rho = 0$ , on compare la valeur maximale du logarithme de la fonction de vraisemblance de GAUSS avec la somme des valeurs maximales des deux équations obtenues sous LIMDEP. Un test du ratio de vraisemblance est ensuite effectué. L'estimation par LIMDEP reste utile pour obtenir des valeurs de départ des paramètres et pour vérifier la validité de nos calculs et de notre programmation en GAUSS. Pour ce dernier point, il suffit de comparer les résultats obtenus par les deux logiciels en supposant le coefficient de corrélation égal à zéro sous GAUSS.



tiques. En particulier, dans l'équation du travail, la variable "famille avec les deux parents" passe d'un effet négatif sur les heures travaillées avec LIMDEP à un effet positif avec les estimations programmées en GAUSS. L'éducation des parents n'augmente pas les heures travaillées avec GAUSS, en contradiction avec l'effet positif observé selon LIMDEP.

Notons également que les estimateurs sont obtenus pour les données pondérées<sup>36</sup> 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 est que dans le groupe des élèves de parents moins éduqués, on devrait observer plus de variabilité résiduelle des décisions liées au travail et à l'abandon que pour le groupe des élèves de parents éduqués<sup>37</sup>. La variance des résidus diminue avec la scolarité des parents. Rappelons que de ne pas tenir compte de l'hétérogénéité non observée dans le cas de modèles non linéaires (clairement notre situation) peut produire des estimateurs non convergents et inefficaces.

Les résultats en termes qualitatifs pour les diverses variables retenues demeurent les mêmes que ceux obtenus grâce au modèle linéaire en probabilité en ce qui concerne leur influence directe sur l'abandon. Une exception est sur l'effet des heures travaillées. Le signe des coefficients de ces variables diffère des estimations MCO, mais l'effet final des heures travaillées sur l'abandon pointe dans la même direction.<sup>38</sup>

Les résultats entre les spécifications "probit - tobit" et "probit - probit ordonné" sont également très semblables. On sait que la différence

---

<sup>36</sup>La procédure retenue est la suivante. Soit  $N$  le nombre d'observations et  $Z_i$  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  $W_i = \left( \frac{N}{\sum_i Z_i} \right) \cdot Z_i$ . 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.

<sup>37</sup>Voir l'annexe B, pour une discussion technique de la procédure d'hétéroscédasticité dans ce type de modèle.

<sup>38</sup>Également, la variable "Croisée Taux de chômage" n'est plus statistiquement significative.

essentielle réside dans le traitement des heures travaillées pendant la dernière année des études secondaires. Nous privilégions l'estimation du "probit - probit ordonné" qui nous semble la spécification qui rend le mieux compte de l'effet non linéaire des heures travaillées sur l'abandon<sup>39</sup>.

La figure 4 illustre à partir du probit-probit ordonné, l'incidence non linéaire des heures travaillées sur l'abandon. Dans cette figure, nous avons en ordonnée la probabilité de décrochage conditionnelle au travail pendant les études, (calculée avec les expressions  $\Pr(A = 1|T = T_i) = \Pr(A = 1, T = T_i) / \Pr(T = T_i)$ ), et en abscisse les heures travaillées par tranches. Les résultats confirment ceux décrits précédemment : la probabilité de décrochage est nettement moins élevée pour l'élève moyen (c'est-à-dire en prenant les autres variables à leur valeur moyenne) qui travaille moins de 10 heures que pour l'élève qui ne travaille pas pendant ses études. Par ailleurs, plus d'un élève (moyen) sur dix abandonne ses études secondaires, s'il travaille plus de 20 heures semaine. Finalement, presque un étudiant (moyen) sur six abandonne, s'il travaille plus de 30 heures semaine.

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 significatif<sup>40</sup>. On pouvait s'attendre

---

<sup>39</sup>Les résultats du "probit-tobit" sont présentés dans l'annexe C.

<sup>40</sup>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 soustrait de sa moyenne par son écart-type). Ces procédures numériques de standardisation ou de calibration sont largement utilisées pour faciliter la convergence dans les procédures d'estimation non linéaires.

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 encore dans le sens anticipé d'une réduction des heures travaillées pendant la dernière année de fréquentation au secondaire.

Les variables qui déterminent le nombre d'heures travaillées pendant les études, en plus d'exercer une action directe sur le décrochage, le déterminent indirectement par le truchement de l'effet du travail. Pour rendre compte de l'ensemble de ces effets, nous avons mis en relation la probabilité d'abandonner (plus précisément, nous calculons l'espérance d'abandon,  $\sum \Pr(A_j = 1, T = T_j)$  où  $j$  représente les diverses catégories d'heures travaillées) et l'espérance des heures travaillées, ( $\sum j \Pr(T = T_j)$  où  $j$  représente les diverses catégories, 0, 1, 2... retenues dans le probit ordonné et retransformées dans les figures en équivalent d'heures travaillées) conditionnelles à diverses valeurs des variables exogènes du modèle. Les autres variables dans ces calculs et figures sont maintenues à leur valeur moyenne.

La figure 5 montre l'impact du salaire minimum sur ces variables. En comparant les cas limites observés (un salaire minimum réel variant

de 2,98 \$ à 4,65 \$ [4,43 \$] pour l'abandon [pour le travail], on voit qu'un salaire minimum élevé accroît significativement l'espérance des heures travaillées (de 9 heures à 18 heures) et augmente grandement la probabilité de décrochage qui, d'une valeur négligeable pour le salaire minimum le plus bas, passe à plus de 50 % pour le salaire minimum le plus élevé!<sup>41</sup>

Un taux de chômage élevé maintient les élèves à l'école comme peu de variables peuvent le faire, tout en réduisant de façon significative l'espérance des heures travaillées comme l'illustre la figure 6. Mais lorsque les conditions économiques s'améliorent, la probabilité de décrochage augmente également de façon spectaculaire. L'effet d'un taux de chômage faible est également très marqué sur l'espérance des heures travaillées et explique une partie significative de la probabilité d'abandon<sup>42</sup>. Dans les deux sens, les 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 des pressions pour hausser le salaire minimum. Un pareil scénario exerce un effet dévastateur sur la persévérance scolaire. La figure 7 illustre comment tout le phénomène étudié est complexe, alors que nous présentons l'impact du taux de chômage sur l'abandon et le travail mais en distinguant cette fois l'étudiant de famille biparentale éduquée de l'étudiant de famille monoparentale moins éduquée, les autres variables étant maintenues à leur moyenne. Tel que discuté antérieurement, on observe bien la compression dans l'espérance des heures travaillées de l'étudiant de famille biparentale éduquée en réaction aux différents taux de chômage, mais il est à remarquer l'effet marginal beaucoup plus fort pour cet étudiant, relativement à l'étudiant de famille monoparentale moins éduquée, sur sa probabilité d'abandon lorsque ce taux de chômage devient très faible (passage du point 2 au point 1).<sup>43</sup>

---

<sup>41</sup>Ces cas sont limites et expliquent le 50% qui semble fort. Les effets des variations autour de la moyenne du salaire minimum sont moins percutants. Une explication peut venir également d'une modélisation linéaire du salaire minimum dans l'équation d'abandon qui est alors une approximation de son effet.

<sup>42</sup>La fourchette des taux de chômage retenus varie de 2,97% à 23,67% pour l'abandon et de 3,72% à 19,5% pour le travail pendant les études.

<sup>43</sup>Nous nous serions attendus qu'au point 1, la probabilité d'abandon pour l'étudiant de famille biparentale éduquée soit inférieure à celle de l'étudiant de famille

Enfin, la figure 8 montre que la probabilité de décrochage est à peine plus forte chez les hommes que chez les femmes, mais que l'espérance d'heures travaillées pendant les études secondaires est, elle, plus élevée. La propension au décrochage diminue sensiblement en fonction du niveau d'éducation des parents, par ailleurs la moyenne des heures travaillées augmente avec l'éducation des parents mais de façon très marginale. On observe également que la fréquentation d'une école publique réduit de façon remarquable la probabilité de décrochage (12,21 % contre 0,7 % au privé) et d'une heure et vingt l'espérance des heures travaillées.

## 5 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 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

---

monoparentale moins éduquée. Nous nous serions également attendus à ce que les deux probabilités au point 1 soient moins élevées. Encore une fois, ces résultats peuvent provenir des spécifications linéaires retenues pour ces variables dans les équations.

l'enquête portait sur des jeunes âgés de 18-20 ans en 1991 et répondant entre 1987 et 1991 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 évidemment 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 avantage 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<sup>e</sup> 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<sup>e</sup> année en mathématiques. Il serait aussi intéressant de regarder de plus près le fonctionnement des écoles privées où l'abandon reste moins fréquent.

Ce qui toutefois ressort principalement de notre étude, c'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 (entre 1987 et 1991, c'était notamment le cas de la Colombie-Britannique, de L'Ile-du-Prince-Édouard, de la Nouvelle-Écosse et de l'Alberta. Présentement seuls l'Ontario et les Territoires du Nord-Ouest utilisent cette mesure). Si l'on se fie aux résultats de notre recherche, une telle mesure est hautement souhaitable, pour peu que nos gouvernements manifestent une volonté réelle de réduire l'abandon scolaire au secondaire des jeunes canadiens. Une objection à des taux de salaire minimum différenciés par âge serait qu'il en résulte une plus grande inégalité dans les revenus. Ce que nos résultats font ressortir est que le coût d'opportunité de ne pas utiliser des taux différenciés est d'inciter plusieurs jeunes à ne pas terminer leurs études secondaires avec des conséquences à moyen et long terme sur leurs revenus qui sont nettement plus importantes et prolongées que de souffrir un salaire minimum plus faible dû à leur âge.

Dans la réalisation de cette recherche, nous avons dû relever plusieurs défis méthodologiques importants. Mentionnons le problème d'un lien non linéaire entre travail 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. Nous avons déjà mentionné la question de l'attrition des données lorsqu'on introduit comme variable explicative l'éducation des parents. L'endogénéité des notes scolaires et la non-linéarité de la courbe heures travaillées/abandon scolaire méritent elles aussi qu'on les analyse de manière plus approfondie.

Finalement, il faut rappeler que cette étude s'inscrit dans un programme de recherche dont le thème général est la transition école-emploi. La prochaine étape est d'arrimer l'enquête des sortants de 1991 avec l'enquête sur le suivi de 1995, afin d'étudier le phénomène du raccrochage

scolaire et de l'insertion sur le marché du travail. Il sera alors possible de suivre les mêmes individus sur une période relativement longue, ce qui devrait nous permettre de vérifier l'incidence du travail pendant les études sur l'intégration au marché de l'emploi et de voir si les raccrocheurs ont su tirer avantage de leur décision.



## Références

Joseph A. Altonji. The demand for and return to education when education outcomes are uncertain. *Journal of Labor Economics*, 10:48-83, 1993.

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, 1993.

Frank J. Barone. The effects of part-time employment on academic performance. *NASSP Bulletin*, 77:67-73, 1993.

Stephen V. Cameron and James J. Heckman. *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, 1994. Edited by Lisa M. Lynch.

David Card. Earnings, schooling, and ability revisited. National Bureau of Economic Research, 1994. Working paper No. 4832.

David Card et Alan B. Krueger. *Myth and Measurement. The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton: Princeton University Press, 1995.

James S. Coleman. *Foundations of Social Theory*. MA: Harvard University Press, 1990.

James S. Coleman and Thomas Hoffer. *Public and Private High School: the Impact of Communities*. New York: Basic Books, 1987.

S.R. Cosslet. Maximum likelihood estimators for choice-based samples. *Econometrica*, 49:1289-1316, 1981.

Ronald D'Amico. Does employment during high school impair academic progress? *Sociology of Education*, 57:152-164, 1984.

Ronald D'Amico and Paula Baker. *The Nature and Consequences of High School Employment*, volume 4 of *Pathways to the Future*, pages

1-49. Columbus: Ohio State University, 1984, edited by Paula Baker et al.

Enquête, auprès des sortants - Guide à l'intention des Utilisateurs de Microdonnées, Division de l'Éducation de la Culture et du Tourisme, Statistique Canada, 1992.

Enquête du suivi auprès des sortants 1995, Statistique Canada, 1995.

Nicole M. Fortin, John DiNardo and Thomas Lemieux. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64:1001-1044, 1996.

John DiNardo and Thomas Lemieux. Diverging male wage inequality in the United States and Canada, 1981-1988: Do institutions explain the difference? *Industrial and Labor Relations Review*, 50:629-651, 1997.

Ellen Greenberger and Laurence D. Steinberg. *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.

Steinberg Laurence D. Greenberger, Ellen and Mary Ruggiero. A job is a job...or is it? *Work and Occupations*, 9:79-96, 1982.

Guido W. Imbens. An Efficient method of moments estimator for discrete choice models with choice-based sampling. *Econometrica*, 60:1187-1214, 1992.

Alan B. Krueger. Reassessing the view that american schools are broken. 1997. Working Paper No. 395, Industrial Relation Section, Princeton University.

C.F. Manski and S.F. Lerman. The estimation of choice probabilities for choice-based samples. *Econometrica*, 45:1977-1988, 1977.

C.F. Manski and 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, 1981, edited by C.F. Manski and D. McFadden.

Herbert W. Marsh. Employment during high school: Character builder or a subversion of academic goals? *Sociology of Education*, 64:172-189, 1991.

Robert H. Meyer and David 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, 1982, edited by Richard B. Freeman and David A. Wise.

Jeylan T. Mortimer and Michael D. Finch. The Effects of Part-Time Work on Adolescent Self-Concept and Achievement, pages 66-89. *Becoming a Worker*. Norwood, NJ: Ablex, 1986, edited by K. Borman and J. Reisman.

Kevin M. Murphy and Finis Welch. The structure of wages. *Quarterly Journal of Economics*, 107:285-326, 1992.

OCDE, Regards sur l'Éducation. Les indicateurs de l'OCDE, 1995, 1997.

Christopher J. Ruhm. Is high school employment consumption or investment? *Journal of Labor Economics*, 15:735-776, 1997.

McCartin Rosemarie Schill, William J. and Katrina Meyer. Youth employment: Its relationship to academic and family variables. *Journal of Vocational Behavior*, 26:155-163, 1985.

Lauri Steel. Early work experience among white and non-white youths: Implications for subsequent enrollment and employment. *Youth and Society*, 22:419-447, 1991.

Laurence Steinberg and Sanford M. Dornbusch. Negative correlates of part-time employment during adolescence: Replication and elaboration. *Developmental Psychology*, 27:304-313, 1991.

Stanley P. Stephenson. In-School labour force status and post-school wage rates of young men. *Applied Economics*, 13:279-302, 1981.

David Stern and Yoshi-Fumi 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, edited by David A. Stern and Dorothy Eichorn.

Wayne Stevenson. *The Relationship between Early Work Experience and Future Employability*, pages 93-124. *The Lingering Crisis of Youth Unemployment*. Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 1978, edited by Arvil V. Adams and Garth L. Mangum.

Vincent Tinto, *Leaving CEGEP : Rethinking the Causes and Cures of Student Attrition*, Chicago : University of Chicago Press, 1993.

Robert Topel and Michael Ward. Job mobility and the careers of young men. *Quarterly Journal of Economics*, 107-439-480, 1992.

Mark D. Turner. The effects of part-time work on high school students' academic achievement. mimeo, University of Maryland, 1994.

Andrew Weiss. High school graduation, performance and wages. *Journal of Political Economy*, 96:785-820, 1988.

## Liste des Annexes

**Annexe A : Les données : définition et construction**

A.1 Spécification abandon

A.2 Spécification travail

**Annexe B : Les spécifications économétriques de l'abandon et du travail pendant les études**

B.1 La spécification probit-tobit

B2 : La spécification probit-probit ordonné

**Annexe C : Les résultats de la spécification Probit-Tobit**

## 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.<sup>44</sup> 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 environnementaux, 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 :<sup>45</sup>

### A.1 Spécification abandon

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

**Heures travaillées :** Variable qui représente le nombre d'heures travaillées au cours de la dernière année d'étude secondaire.

**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.

**Difficultés en mathématiques :** Variable dichotomique qui indique si l'individu avait des difficultés en mathématiques à l'école. 1 si oui, 0 sinon.

**Difficultés en langue maternelle :** Variable dichotomique qui indique si l'individu avait des difficultés scolaires dans sa langue maternelle. 1 si oui, 0 sinon.

---

<sup>44</sup>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.

<sup>45</sup>À noter qu'une attention particulière sera accordée à la méthodologie de la construction des variables provenant des données de Statistique Canada.

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

**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.

**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 approprié.

**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 approprié. 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 :** Il s'agit d'une variable croisée qui est le produit du taux de chômage et d'une variable dichotomique qui dis-

tingue si l'individu étudie ou a étudié dans une région métropolitaine de recensement ou en région rurale.

**Résidant du Québec** : Variable dichotomique qui indique des études secondaires réalisées au Québec. 1 si Québec, 0 autrement.

## A.2 Spécification travail

**Travail** : Nombre d'heures travaillées au cours de la dernière année de fréquentation de l'école secondaire.

**Difficultés en mathématiques** : Voir définition dans la spécification abandon.

**Difficultés en langue maternelle** : Voir définition dans la spécification abandon.

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

**Éducation des parents** : Voir définition dans la spécification abandon.

**Salaire minimum** : Variable construite à partir des données de Statistique Canada. Cette variable représente le salaire minimum réel en dollars constants de 1996 touché par l'individu lors de sa dernière année d'étude. Si l'individu étudie ou a étudié en dehors d'une région métropolitaine de recensement, le salaire minimum est déflaté par l'indice des prix à la consommation de la région 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 approprié.

**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 travaillait ou non à sa dernière année d'étude primaire ou secondaire. 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** : Voir définition dans la spécification abandon.



**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 diplôme d'étude collégial ou universitaire, taux de chômage\*0 si les 2 parents n'ont pas au moins suivi un diplôme d'étude collégial.

**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 si l'étudiant fait partie d'une famille monoparentale.

**Résidant du Québec :** Voir définition dans la spécification abandon.

## Annexe B : Les spécifications économétriques de l'abandon et du travail pendant les études

### B1 : La spécification probit-tobit :

Reprenons l'équation de l'abandon (équation (2)) du texte :

$$A_i^* = x_i\beta + \delta_1 T_i + \delta_2 T_i^2 + v_i.$$

$A_i^*$  mesure la propension ou l'utilité à abandonner les études avant l'obtention d'un diplôme. En pratique  $A_i^*$  est non observable ou latente. Seule est observée la décision ou non d'abandonner

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

Ainsi, l'étudiant a choisi l'abandon ( $A_i = 1$ ) si l'utilité de le faire est positive i.e.  $A_i^* > 0$  (la référence à zéro est arbitraire puisque l'utilité est non mesurable).  $x_i$  est un vecteur de variables explicatives et  $\beta$  un vecteur correspondant des paramètres.

$T_i$  est la variable mesurant l'activité de travail à temps partiel durant les études. La spécification est non linéaire, et la version continue, retenue ici, considère le nombre d'heures travaillées par semaine en incluant les cas où l'étudiant ne travaille pas. Les  $\delta$  sont les coefficients associés à la variable travail.

$v_i$  est un terme d'erreur.

Considérons l'ajout d'une équation du travail (équation (3) du texte) défini comme une régression tobit (censurée) pour expliquer les déterminants du travail pendant les études :

$$\begin{aligned} T_i &= z_i\gamma + \eta_i && \text{si et seulement si le côté droit est } > 0, \\ T_i &= 0 && \text{autrement.} \end{aligned}$$

Avec cette spécification, il y a un point de masse (une censure) à  $T_i = 0$ .  $z_i$  sont les variables explicatives et  $\gamma$  les paramètres correspondants.  $\eta_i$  est un terme d'erreur de moyenne nulle et de variance  $\sigma_\eta^2$ .

Notons que nous pourrions définir l'équation du travail avec  $T_i^*$ , c'est-à-dire la propension ou l'utilité à travailler, toujours non observable, sans vraiment changer l'interprétation du modèle. Il suffirait d'ajouter comme dans le probit précédent les expressions  $T_i^* = T_i$  si  $T_i^* > 0$  et  $T_i = 0$  autrement. L'important ici est de maintenir la relation entre la propension à abandonner  $A_i^*$  et l'intensité du travail  $T_i$  observée pendant les études.

Afin de définir une procédure d'estimation de ce système d'équations par maximum de vraisemblance, considérons que  $v_i$  et  $\eta_i$  suivent une distribution normale bivariée :  $NB(0, 0, 1, \sigma, \rho)$ , où  $\rho$  est le coefficient de corrélation entre  $v$  et  $\eta$ . Explicitement, cette fonction de densité s'écrit :

$$f(v_i, \eta_i) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}\sigma} \exp \left[ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left( v_i^2 - 2\rho v_i \frac{\eta_i}{\sigma} + \frac{\eta_i^2}{\sigma^2} \right) \right].$$

Les contributions individuelles à la fonction de vraisemblance selon les différents cas de figures s'obtiennent comme suit :

$$P(A_i = 1, T_i = T_i^*) = \int_{-x_i\beta - \delta_1 T_i - \delta_2 T_i^2}^{\infty} f(v_i, \eta_i) dv_i$$

Cette première expression considère la situation où les individus abandonnent et déclarent avoir travaillé pendant leur dernière année au secondaire. En standardisant la fonction de densité normale bivariée :

$$P(A_i = 1, T_i = T_i^*) = \int_{-x_i\beta - \delta_1 T_i - \delta_2 T_i^2}^{\infty} \frac{1}{\sigma} \phi_2(v_i, \eta_i^*) dv_i,$$

où  $\phi_2$  correspond à la fonction de densité normale standardisée et  $\eta_i^* = \frac{T_i - z_i\gamma}{\sigma}$ .

De même :

$$P(A_i = 0, T_i = T_i) = \int_{-\infty}^{-x_i\beta - \delta_1 T_i - \delta_2 T_i^2} \frac{1}{\sigma} \phi_2(v_i, \eta_i^*) dv_i.$$

Les deux derniers cas de figures sont pour les décrocheurs et les diplômés (ou persévérants au secondaire en 1991) qui n'ont pas travaillé pendant leurs études secondaires:

$$P(A_i = 1, T_i = 0) = \int_{-x_i\beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{\frac{-z_i\gamma}{\sigma}} \phi_2(v_i, \eta_i^*) d\eta_i^* dv_i,$$

et

$$P(A_i = 0, T_i = 0) = \int_{-\infty}^{-x_i\beta} \int_{-\infty}^{\frac{-z_i\gamma}{\sigma}} \phi_2(v_i, \eta_i^*) d\eta_i^* dv_i = \Phi_2\left(-x_i\beta, -\frac{z_i\gamma}{\sigma}\right),$$

où  $\Phi_2$  correspond à la fonction cumulative d'une normale standardisée bivariée.

En supposant  $n_j$  ( $j = 1, 4$ ) observations dans chaque cas de figure, nous obtenons le logarithme de la fonction de vraisemblance qu'il faut maximiser par rapport aux paramètres  $\beta, \delta, \gamma, \sigma$  et  $\rho$  :

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_i^{n_1} \log \int_{-x_i\beta - \delta T_i - \delta_2 T_i^2}^{\infty} \frac{1}{\sigma} \phi_2(v_i, \eta_i^*) dv_i \\ & + \sum_k^{n_2} \log \int_{-\infty}^{-x_k\beta - \delta T_k - \delta_2 T_k^2} \frac{1}{\sigma} \phi_2(v_k, \eta_k^*) dv_k \\ & + \sum_m^{n_3} \log \int_{-x_m\beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{\frac{-z_m\gamma}{\sigma}} \phi_{2i}(v_m, \eta_m^*) d\eta_m^* dv_m + \sum_p^{n_4} \log \Phi_2\left(-x_p\beta, \frac{z_p\gamma}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

Finalement, pour tenir compte de l'hétéroscédasticité, nous remplaçons  $\sigma$  par  $\sigma * \exp(\varphi m_i)$  avec  $\varphi$  comme paramètre additionnel à estimer. Notons que si  $\varphi = 0$ , on retrouve le cas particulier de l'homoscédasticité.

## B2 : La spécification probit-probit ordonné :

Soit l'équation (4) de l'abandon des études repris du texte :

$$\begin{aligned} A_i^* &= x_i\beta + \delta_1 D_{1i} + \delta_2 D_{2i} + \delta_3 D_{3i} + \delta_4 D_{4i} + v_i \\ A_i &= 1 \quad \text{si } A_i^* > 0 \end{aligned}$$

= 0 autrement,

où,

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

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

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

$D_{4i} = 1$  si  $T_i = 4$  et  $D_{4i} = 0$  autrement.

Et l'équation du travail, équation (5), du texte :

$$T_i^* = z_i\gamma + \eta_i,$$

où,

$$T_i = 0 \quad \text{si et seulement si } T_i^* \leq \zeta_0,$$

$$T_i = 1 \quad \text{si et seulement si } \zeta_0 < T_i^* \leq \zeta_1,$$

$$T_i = 2 \quad \text{si et seulement si } \zeta_1 < T_i^* \leq \zeta_2$$

$$T_i = 3 \quad \text{si et seulement si } \zeta_2 < T_i^* \leq \zeta_3$$

$$T_i = 4 \quad \text{si et seulement si } \zeta_3 < T_i^*.$$

Dans ce modèle économétrique  $A_i^*$  demeure la propension à abandonner et seule est observée la décision ou non d'abandonner.  $T_i^*$  est la propension à travailler, également non observable. Par ailleurs,  $T_i = 0$  représente la situation des individus qui ne travaillent pas;  $T_i = 1$  celle de ceux qui travaillent entre une heure et 10 heures;  $T_i = 2$  caractérise la situation de ceux qui travaillent entre 10 et 20 heures;  $T_i = 3$  représente la situation de ceux qui travaillent entre 20 et 30 heures; finalement,  $T_i = 4$  est celle de ceux qui travaillent plus de 30 heures. Toutes ces dernières situations sont observables. Comme dans le modèle précédent, l'essentiel de ce système est la relation entre la propension à abandonner  $A_i^*$  et l'intensité du travail pendant les études telle qu'observée selon les catégories correspondantes. Cette relation est mesurée ici de façon discrète plutôt que continue. Dans une certaine mesure, cette fonction offre plus de flexibilité dans la relation travail-abandon, au prix cependant d'avoir à fixer les seuils des heures travaillées de façon plus ou moins arbitraires.

Les contributions individuelles à la fonction de vraisemblance de ce modèle sont établies en supposant une fonction normale bivariée pour les

résidus  $v_i, \eta_i \sim NB(0, 0, 1, 1, \rho)$ . Spécifiquement pour les décrocheurs et selon leur catégorie vis-à-vis le travail pendant les études nous avons :

$$P(A_i = 1, T_i = 0) = \int_{-x_i\beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{\zeta_0 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i,$$

$$P(A_i = 1, T_i = 1) = \int_{-x_i\beta - \delta_1}^{\infty} \int_{\zeta_0 - z_i \gamma}^{\zeta_1 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i,$$

$$P(A_i = 1, T_i = 2) = \int_{-x_i\beta - \delta_2}^{\infty} \int_{\zeta_1 - z_i \gamma}^{\zeta_2 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i,$$

$$P(A_i = 1, T_i = 3) = \int_{-x_i\beta - \delta_3}^{\infty} \int_{\zeta_2 - z_i \gamma}^{\zeta_3 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i,$$

$$P(A_i = 1, T_i = 4) = \int_{-x_i\beta - \delta_4}^{\infty} \int_{\zeta_3 - z_i \gamma}^{\infty} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i,$$

$$P(A_i = 0, T_i = 0) = \int_{-\infty}^{-x_i\beta} \int_{-\infty}^{\zeta_0 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i,$$

$$P(A_i = 0, T_i = 1) = \int_{-\infty}^{-x_i\beta - \delta_1} \int_{\zeta_0 - z_i \gamma}^{\zeta_1 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i,$$

$$P(A_i = 0, T_i = 2) = \int_{-\infty}^{-x_i\beta - \delta_2} \int_{\zeta_1 - z_i \gamma}^{\zeta_2 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) dv_i d\eta_i,$$

$$P(A_i = 0, T_i = 3) = \int_{-\infty}^{-x_i\beta - \delta_3} \int_{\zeta_2 - z_i \gamma}^{\zeta_3 - z_i \gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) dv_i d\eta_i,$$

$$P(A_i = 0, T_i = 4) = \int_{-\infty}^{-x_i\beta - \delta_4} \int_{\zeta_3 - z_i\gamma}^{\infty} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i.$$

En supposant  $n_j$  ( $j = 1, 9$ ) observations dans chaque cas de figure, nous obtenons le logarithme de la fonction de vraisemblance qu'il faut maximiser par rapport aux paramètres  $\beta, \delta, \gamma, \zeta$  et  $\rho$ . Notons que pour fins d'identification, il faut spécifier  $\zeta_0 = 0$  :

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_i^{n_1} \log \int_{-x_i\beta}^{\infty} \int_{-\infty}^{\zeta_0 - z_i\gamma} \phi_2(v_i, \eta_i) d\eta_i dv_i \\ &+ \sum_k^{n_2} \log \int_{-x_k\beta - \delta_1}^{\infty} \int_{\zeta_0 - z_k\gamma}^{\zeta_1 - z_k\gamma} \phi_2(v_k, \eta_k) d\eta_k dv_k \\ &+ \sum_l^{n_3} \log \int_{-x_l\beta - \delta_2}^{\infty} \int_{\zeta_1 - z_l\gamma}^{\zeta_2 - z_l\gamma} \phi_2(v_l, \eta_l) d\eta_l dv_l \\ &+ \sum_m^{n_4} \log \int_{-x_m\beta - \delta_3}^{\infty} \int_{\zeta_2 - z_m\gamma}^{\zeta_3 - z_m\gamma} \phi_2(v_m, \eta_m) d\eta_m dv_m \\ &+ \sum_p^{n_5} \log \int_{-x_p\beta - \delta_4}^{\infty} \int_{\zeta_3 - z_p\gamma}^{\infty} \phi_2(v_p, \eta_p) d\eta_p dv_p \\ &+ \sum_q^{n_6} \log \int_{-\infty}^{-x_q\beta} \int_{-\infty}^{\zeta_0 - z_q\gamma} \phi_2(v_q, \eta_q) d\eta_q dv_q \\ &+ \sum_r^{n_7} \log \int_{-\infty}^{-x_r\beta - \delta_1} \int_{\zeta_0 - z_r\gamma}^{\zeta_1 - z_r\gamma} \phi_2(v_r, \eta_r) d\eta_r dv_r \\ &+ \sum_s^{n_8} \log \int_{-\infty}^{-x_s\beta - \delta_2} \int_{\zeta_1 - z_s\gamma}^{\zeta_2 - z_s\gamma} \phi_2(v_s, \eta_s) d\eta_s dv_s \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_t^{n_8} \log \int_{-\infty}^{-x_t \beta - \delta_3} \int_{\zeta_2 - z_t \gamma}^{\zeta_3 - z_t \gamma} \phi_2(v_t, \eta_t) d\eta_t dv_t \\
& + \sum_w^{n_9} \log \int_{-\infty}^{-x_w \beta - \delta_4} \int_{\zeta_3 - z_w \gamma}^{\infty} \phi_2(v_w, \eta_w) d\eta_w dv_w.
\end{aligned}$$

Pour tenir compte de l'hétéroscédasticité, l'hypothèse usuelle de  $\sigma = 1$  pour le probit et le probit ordonné est remplacé par  $\sigma_i = \exp(\varphi_1 m_i)$  et  $\sigma_i^* = \exp(\varphi_2 m_i)$  respectivement. Il faut diviser chacune des bornes des intégrales correspondantes au probit et au probit ordonné de la fonction (log) de vraisemblance par ces expressions. Si à l'estimation,  $\varphi_1 = \varphi_2 = 0$ , on accepte l'hypothèse de l'homoscédasticité.



## Annexe C

### Les résultats de la spécification Probit – Tobit

	BIVARIÉ (GAUSS)		UNIVARIÉ (LIMDEP)	
	Abandon	Travail	Abandon	Travail
<i>Caractéristiques Personnelles:</i>				
Femme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Homme	0,2318 (9,92)	0,2208 (8,23)	0,2234 (4,35)	0,2355 (6,19)
Heures travaillées	-1,0786 (-50,29)	—	-0,1784 (-2,70)	—
Heures travaillées au carré	0,0969 (16,11)	—	0,0882 (4,07)	—
Sans difficultés en mathématique	Réf.	—	Réf.	—
Avec difficultés en mathématique	0,0592 (4,84)	—	0,1687 (3,44)	—
Sans difficultés en langue maternelle	Réf.	—	Réf.	—
Avec difficultés en langue maternelle	0,1386 (8,72)	—	0,3746 (6,75)	—
<i>Caractéristiques Socioéconomiques:</i>				
Famille monoparentale	—	Réf.	—	Réf.
Famille avec les 2 parents	—	0,1190 (5,86)	—	-0,1031 (-2,01)
Nombre de changements d'écoles	0,0378 (6,71)	—	0,1142 (4,43)	—

## Annexe C (suite)

	BIVARIÉ (GAUSS)		UNIVARIÉ (LIMDEP)	
	Abandon	Travail	Abandon	Travail
École publique	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
École privée	-0,2534 (-6,04)	-0,1505 (-3,39)	-0,4585 (-4,14)	-0,1304 (-1,94)
Aucun parent avec éducation post-secondaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Parent(s) avec éducation post-secondaire	-0,1799 (-6,32)	0,0215 (0,72)	-0,2388 (-2,65)	0,0668 (1,57)
<i>Variables Institutionnelles:</i>				
Province où l'âge légal d'abandonner est 15 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Province où l'âge légal d'abandonner est 16 ans	-0,2915 (-10,62)	—	-1,0741 (-14,61)	—
Salaire minimum	0,2874 (16,79)	0,2257 (16,95)	0,6297 (16,69)	0,0775 (3,27)
Taux de chômage	-0,3022 (-14,19)	-0,3314 (-11,93)	-0,5559 (-13,24)	-0,3700 (-6,23)
Croisée taux de chômage et résidant hors RMR	-0,0120 (-0,71)	-0,0814 (-4,41)	0,1267 (3,29)	-0,0385 (-1,43)
Croisée taux de chômage et éducation des parents	—	0,1205 (5,68)	—	0,1291 (2,61)
Croisée taux de chômage et famille avec 2 parents	—	0,0651 (3,08)	—	0,0667 (1,11)
Non résidant du Québec	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Résidant du Québec	-0,6017 (-16,73)	-0,4558 (-12,90)	-1,2288 (-14,40)	-0,2296 (-3,98)

### Annexe C (suite)

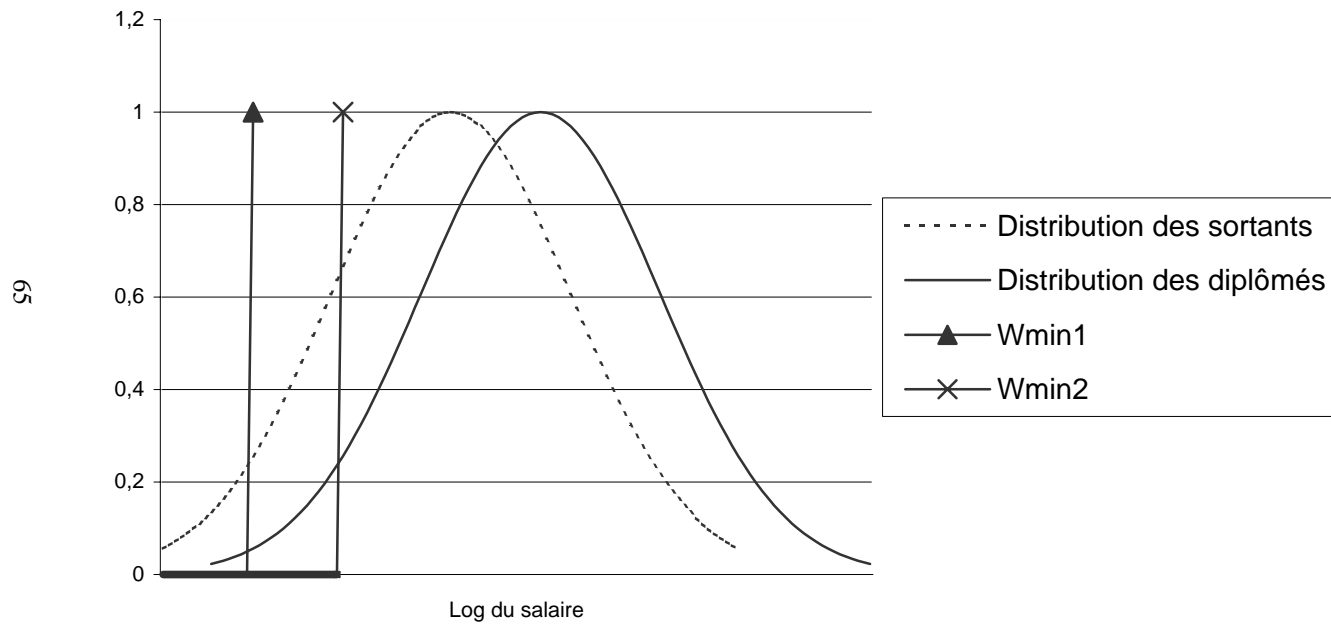
	BIVARIÉ (GAUSS)		UNIVARIÉ (LIMDEP)	
	Abandon	Travail	Abandon	Travail
<i>Autres:</i>				
Constante	0,5214 (16,74)	0,4524 (13,56)	-0,5837 (-7,73)	0,5558 (10,23)
$\rho$	0,9661 (227,51)		—	
$\sigma$ (Éducation des parents)	0,0031 (0,13)	-0,0612 (-3,13)	-0,1999 (-2,93)	-0,0936 (-3,10)
$\sigma$ (Constante)	—	1,3631 (73,70)	—	1,3906 (48,83)
<i>Vraisemblance</i>	-9246,55		-1507,92	-7858,23

Note: Les t-statistiques apparaissent entre parenthèses.

## Liste des graphiques, figures et tableaux

<b>Graphique 1 :</b>	Hausse du salaire minimum et changement .....65 dans le salaire moyen
<b>Figure 1 :</b>	Abandon scolaire par sexe (données pondérées) .....67
<b>Figure 2 :</b>	Taux d'abandon selon le nombre d'heures .....70 travaillées
<b>Figure 3 :</b>	Lien entre l'abandon, la performance scolaire et .....72 le nombre d'heures travaillées (données pondérées)
<b>Figure 4 :</b>	Modèle Probit – Probit Ordonné.....81 Probabilité Conditionnelle d'Abandon
<b>Figure 5 :</b>	Modèle Probit – Probit Ordonné.....82 Impact du salaire minimum
<b>Figure 6 :</b>	Modèle Probit – Probit Ordonné.....83 Impact du taux de chômage
<b>Figure 7 :</b>	Modèle Probit – Probit Ordonné.....84 Impact du taux de chômage
<b>Figure 8 :</b>	Modèle Probit – Probit Ordonné.....85 Impact de diverses variables
<b>Tableau 1 :</b>	Le taux d'abandon selon la province et le sexe .....66 exprimé en pourcentage
<b>Tableau 2 :</b>	Pourcentage des étudiants selon les heures .....68 travaillées et la performance scolaire
<b>Tableau 3 :</b>	Le taux d'abandon par heures travaillées exprimé .....69 en pourcentage (données pondérées)
<b>Tableau 4 :</b>	Lien entre l'abandon, la performance scolaire et le .....71 nombre d'heures travaillées (données pondérées)
<b>Tableau 5 :</b>	Statistiques descriptives.....73
<b>Tableau 6 :</b>	Modèle linéaire en probabilité sur l'abandon .....76
<b>Tableau 7 :</b>	Spécification Probit – Probit ordonné.....78

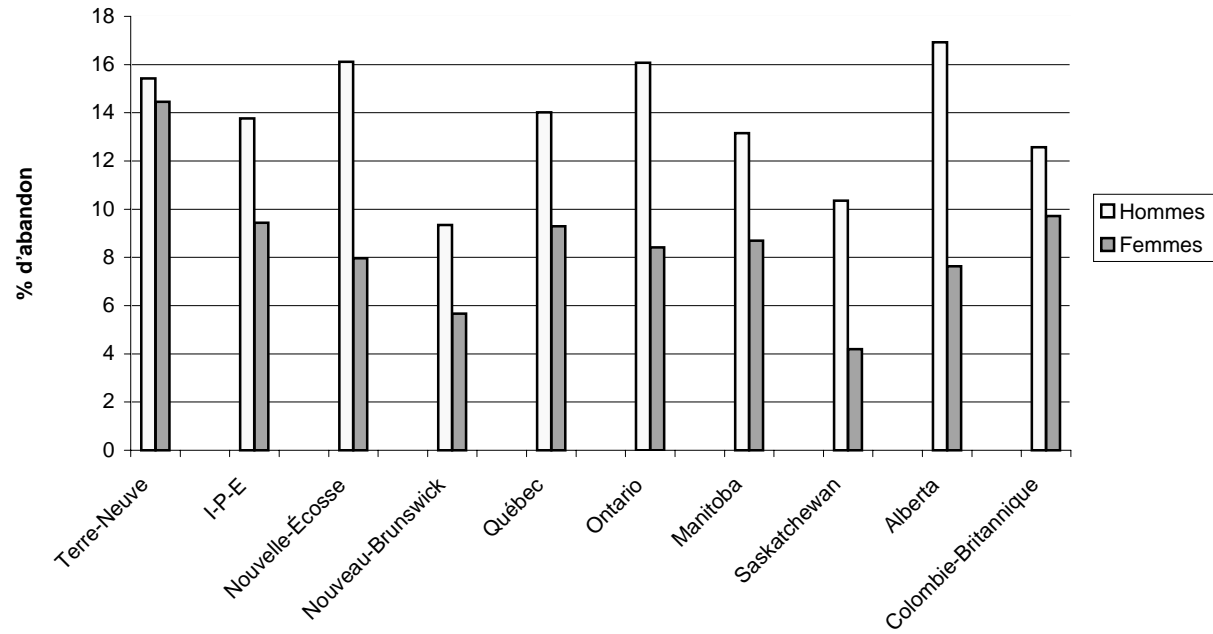
**Graphique 1**  
**Hausse du salaire minimum**  
**et changement dans le salaire moyen**



**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=403249	N=2806	N=379508
Terre-Neuve	24,90	15,43	18,80	14,46
I-P-E	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

Figure 1: Abandon scolaire par sexe (Données pondérées)  
Source: Enquête sur les sortants, 1991



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

	Ne travaille pas	1 - 15 heures	+ de 15 heures
Difficultés en langue maternelle	19,78	18,47	23,61
Difficultés en mathématiques	40,83	41,98	43,76
Performance scolaire :			
80 +	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

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



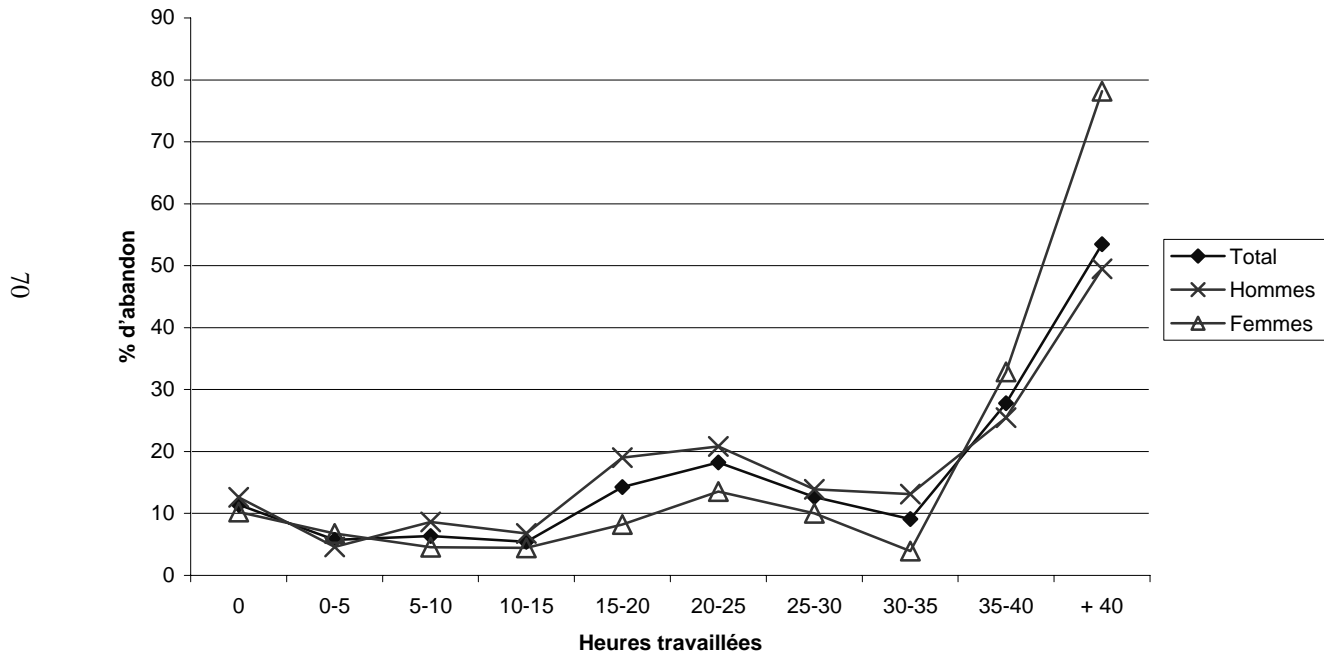
**Tableau 3**

**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	281771	12,63	139108	10,25	142663
0 - 5	5,71	19419	4,62	9577	6,77	9843
5 - 10	6,37	77587	8,62	34677	4,56	42910
10 - 15	5,40	127476	6,79	52177	4,44	75299
15 - 20	14,24	152344	18,99	85152	8,23	67192
20 - 25	18,22	54080	20,84	34615	13,56	19465
25 - 30	12,67	28497	13,88	19554	10,03	8943
30 - 35	9,08	11947	13,14	6689	3,92	5258
35 - 40	27,77	22378	25,48	15444	32,87	6934
+ 40	53,45	7258	49,50	6257	78,18	1000
Total		782757		403249		379508

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.

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

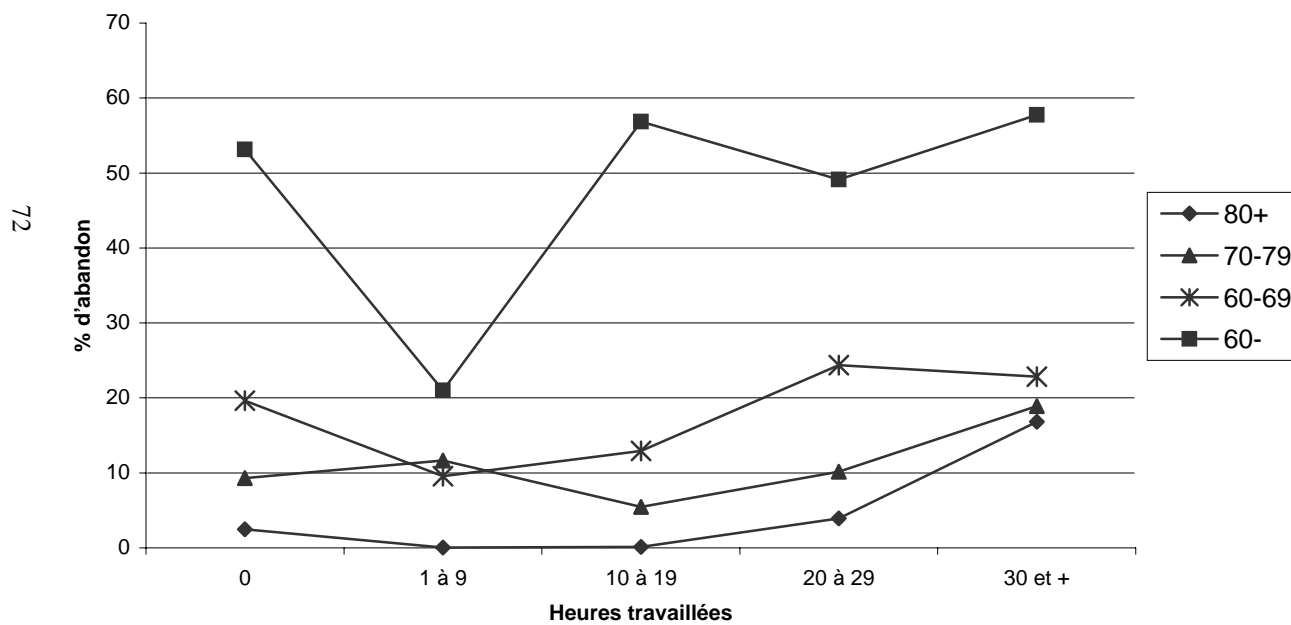


**Tableau 4****Lien entre l'abandon, la performance scolaire et le nombre d'heures travaillées  
(Données pondérées)**

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

Note : Chaque cellule donne le pourcentage d'abandon pour les membres de cette cellule.

Figure 3  
Lien entre l'abandon, la performance scolaire  
et le nombre d'heures travaillées  
(données pondérées)



**Tableau 5****Statistiques descriptives**

	Moyenne non pondérée	Moyenne pondérée
<i>Caractéristiques personnelles :</i>		
Femme	Réf.	Réf.
Homme	0,50	0,52
N'abandonne pas les études au secondaire	Réf.	Réf.
Abandon	0,24	0,12
Nombre d'heures travaillées	11,59	11,87
Aucune heure travaillée	Réf.	Réf.
Entre 1 et 10 heures travaillées	0,10	0,12
Entre 11 et 20 heures travaillées	0,32	0,36
Entre 21 et 30 heures travaillées	0,11	0,11
Entre 31 et 40 heures travaillées	0,06	0,05
Sans difficultés en mathématique	Réf.	Réf.
Avec difficultés en mathématique	0,43	0,42
Sans difficultés en langue maternelle	Réf.	Réf.
Avec difficultés en langue maternelle	0,23	0,21

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.

**Tableau 5 (suite)**

	Moyenne non pondérée	Moyenne pondérée
<i>Caractéristiques socioéconomiques :</i>		
Famille monoparentale	Réf.	Réf.
Famille avec les 2 parents	0,77	0,80
Nombre de changements d'écoles	2,48	2,46
École publique	Réf.	Réf.
École privée	0,06	0,10
Aucun parent avec éducation post-secondaire	Réf.	Réf.
Parent(s) avec éducation post-secondaire	0,37	0,42
<i>Caractéristiques institutionnelles :</i>		
Province où l'âge légal d'abandonner est 15 ans	Réf.	Réf.
Province où l'âge légal d'abandonner est 16 ans	0,69	0,69
Salaire minimum (abandon)	3,81 [2,97;4,65]	3,80 [2,97;4,65]
Salaire minimum (travail)	3,74 [2,97;4,43]	3,77 [2,97;4,43]

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.

**Tableau 5 (suite)**

	Moyenne non pondérée	Moyenne pondérée
<i>Caractéristiques institutionnelles :</i>		
Taux de chômage (abandon)	10,09 [2,7;23,6]	8,96 [2,7;23,6]
Taux de chômage (travail)	9,73 [3,72;19,5]	8,56 [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
Non résidant du Québec	Réf.	Réf.
Résidant du Québec	0,14	0,26

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.

**Tableau 6****Modèle linéaire en probabilité sur l'abandon**

	(1)	(2)
<i>Caractéristiques personnelles :</i>		
Femme	Réf.	Réf.
Homme	0,0331 (4,25)	0,0318 (4,08)
Aucune heure travaillée	Réf.	Réf.
Entre 1 et 10 heures travaillées	-0,0387 (-3,62)	—
Entre 11 et 20 heures travaillées	-0,0111 (-1,24)	—
Entre 21 et 30 heures travaillées	0,0145 (0,92)	—
Entre 31 et 40 heures travaillées	0,0668 (2,58)	—
Sans difficultés en mathématique	Réf.	Réf.
Avec difficultés en mathématique	0,0237 (2,91)	0,0241 (2,97)
Sans difficultés en langue maternelle	Réf.	Réf.
Avec difficultés en langue maternelle	0,0633 (5,54)	0,0639 (5,60)
Heures travaillées	—	-0,0411 (-3,40)
Heures travaillées au carré	—	0,0215 (4,35)
<i>Caractéristiques socioéconomiques :</i>		
Nombre de changements d'écoles	0,0241 (5,18)	0,0237 (5,11)



**Tableau 6 (suite)**

	(1)	(2)
École publique	Réf.	Réf.
École privée	-0,0684 (-6,34)	-0,0679 (-6,30)
Aucun parent avec éducation post-sec.	Réf.	Réf.
Parent(s) avec éducation post-secondaire	-0,0637 (-8,41)	-0,0642 (-8,47)
<i><u>Variables institutionnelles ou macroéconomiques :</u></i>		
Province où l'âge légal d'abandonner est 15 ans	Réf.	Réf.
Province où l'âge légal d'abandonner est 16 ans	-0,1730 (-13,43)	-0,1736 (-13,48)
Salaire minimum	0,1291 (19,33)	0,1279 (19,18)
Taux de chômage	-0,1085 (-13,05)	-0,1086 (-13,07)
Croisée taux de chômage et résidant hors RMR	0,0280 (4,49)	0,0278 (4,47)
Non résidant du Québec	Réf.	Réf.
Résidant du Québec	-0,2560 (-14,54)	-0,2539 (-14,41)
<i><u>Autres:</u></i>		
Constante	0,2742 (18,21)	0,2714 (18,15)
<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>	<i>0,1797</i>	<i>0,1814</i>

Note : Les t-statistiques apparaissent entre parenthèses.

**Tableau 7**

**Spécification Probit – Probit Ordonné**

	BIVARIÉ (GAUSS)		UNIVARIÉ (LIMDEP)	
	Abandon	Travail	Abandon	Travail
<i>Caractéristiques personnelles :</i>				
Femme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Homme	0,2202 (9,37)	0,1692 (8,33)	0,2224 (4,34)	0,1712 (13,82)
Aucune heure travaillée	Réf.	—	Réf.	—
Entre 1 et 10 heures travaillées	-0,5694 (-23,38)	—	-0,2866 (-2,92)	—
Entre 11 et 20 heures travaillées	-1,2977 (-57,03)	—	-0,0685 (-1,12)	—
Entre 21 et 30 heures travaillées	-1,9470 (-70,63)	—	0,0841 (1,10)	—
Entre 31 et 40 heures travaillées	-2,7155 (-68,60)	—	0,2283 (2,72)	—
Sans difficultés en mathématique	Réf.	—	Réf.	—
Avec difficultés en mathématique	0,0552 (4,02)	—	0,1641 (3,33)	—
Sans difficultés en langue maternelle	Réf.	—	Réf.	—
Avec difficultés en langue maternelle	0,1385 (8,12)	—	0,3682 (6,64)	—

**Tableau 7 (suite)**

	BIVARIÉ (GAUSS)		UNIVARIÉ (LIMDEP)	
	Abandon	Travail	Abandon	Travail
<i>Caractéristiques socioéconomiques :</i>				
Famille monoparentale	—	Réf.	—	Réf.
Famille avec les 2 parents	—	0,0971 (6,17)	—	-0,0704 (-3,46)
Nombre de changements d'écoles	0,0407 (6,37)	—	0,1173 (4,53)	—
École publique	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
École privée	-0,2496 (-5,81)	-0,1004 (-2,95)	-0,4601 (-4,15)	-0,0853 (-4,18)
Aucun parent avec éducation post-secondaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Parent(s) avec éducation post-secondaire	-0,1515 (-5,50)	0,0168 (0,73)	-0,2310 (-2,55)	0,0363 (2,08)
<i>Variables institutionnelles et macroéconomiques :</i>				
Province où l'âge légal d'abandonner est 15 ans	Réf.	—	Réf.	—
Province où l'âge légal d'abandonner est 16 ans	-0,2830 (-10,34)	—	-1,0690 (-14,56)	—
Salaire minimum	0,2984 (18,39)	0,1667 (17,29)	0,6347 (16,77)	0,0715 (9,71)
Taux de chômage	-0,2989 (-15,39)	-0,2745 (-13,95)	-0,5569 (-13,28)	-0,2917 (-14,63)

**Tableau 7 (suite)**

	BIVARIÉ (GAUSS)		UNIVARIÉ (LIMDEP)	
	Abandon	Travail	Abandon	Travail
Croisée taux de chômage et résidant hors RMR	0,0013 (0,08)	-0,0526 (-3,80)	0,1290 (3,35)	-0,0207 (-2,26)
Croisée taux de chômage et éducation des parents	—	0,0957 (5,96)	—	0,0826 (4,85)
Croisée taux de chômage et famille avec 2 parents	—	0,0712 (4,34)	—	0,0851 (4,20)
Non résidant du Québec	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Résidant du Québec	-0,6130 (-17,48)	-0,3412 (-12,62)	-1,2318 (-14,39)	-0,1957 (-9,61)
<i>Autres:</i>				
Constante	0,5018 (15,44)	0,1673 (6,31)	-0,5605 (-7,33)	0,2679 (11,48)
$\mu_1$	—	0,3159 (37,82)	—	0,3096 (26,39)
$\mu_2$	—	1,3303 (69,85)	—	1,3278 (50,24)
$\mu_3$	—	1,6494 (75,20)	—	1,9331 (53,60)
$\rho$	0,9851 (286,99)		—	
$\sigma$ (Éducation des parents)	-0,0438 (-2,00)	-0,0849 (-4,35)	-0,2012 (-2,92)	-0,1156 (-4,18)
<i>Vraisemblance :</i>	-8963,94		-1507,97	-7616,86

Note: Les t-statistiques apparaissent entre parenthèses.

Figure 4  
Modele Probit – Probit Ordonne  
Probabilite Conditionnelle d'Abandon (Donnees ponderees)

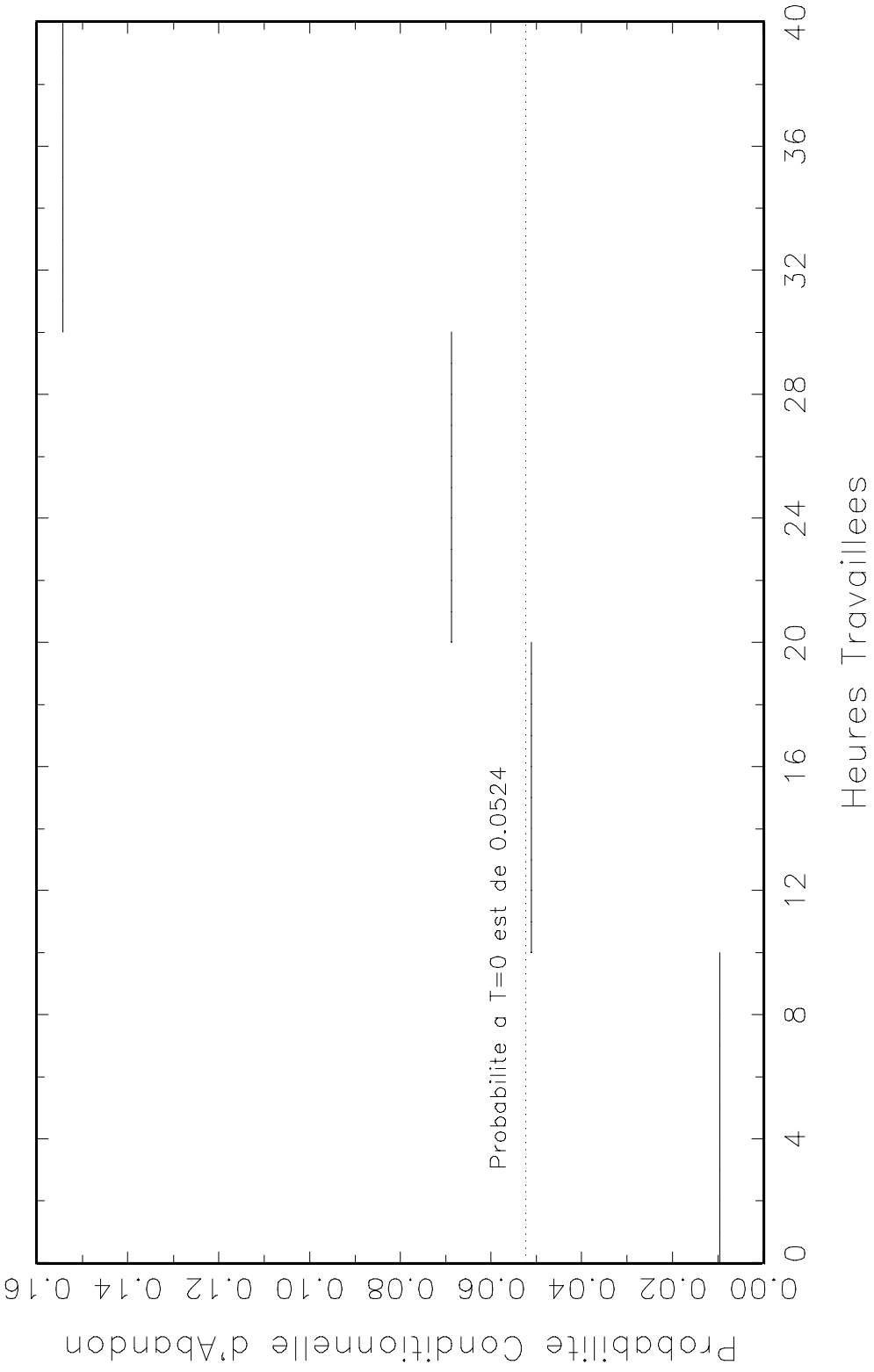


Figure 5  
Modele Probit – Probit Ordonne  
Impact du Salaire Minimum (Donnees ponderees)

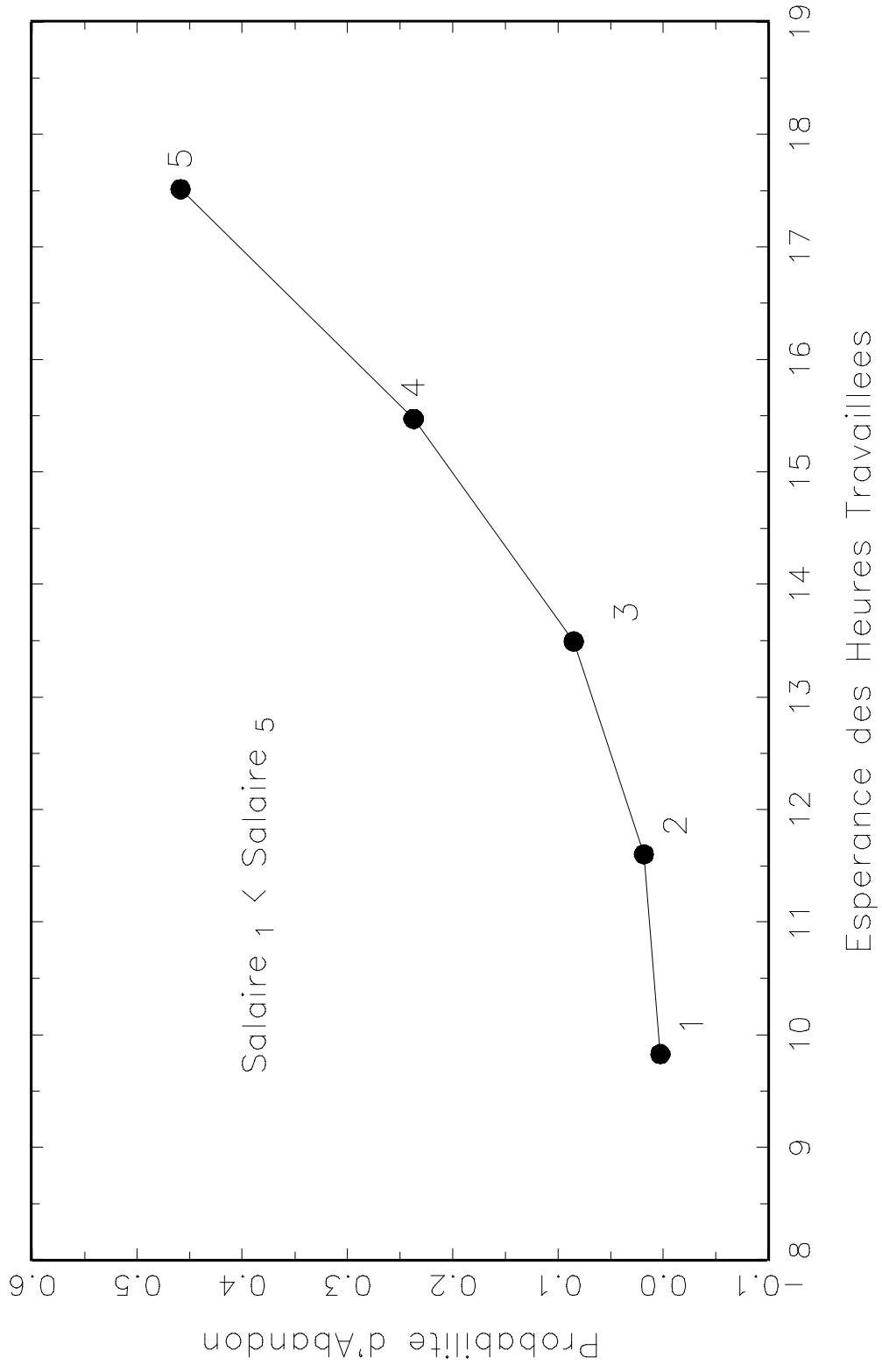


Figure 6  
Modele Probit – Probit Ordonne  
Impact du Taux de Chomage (Donnees ponderees)

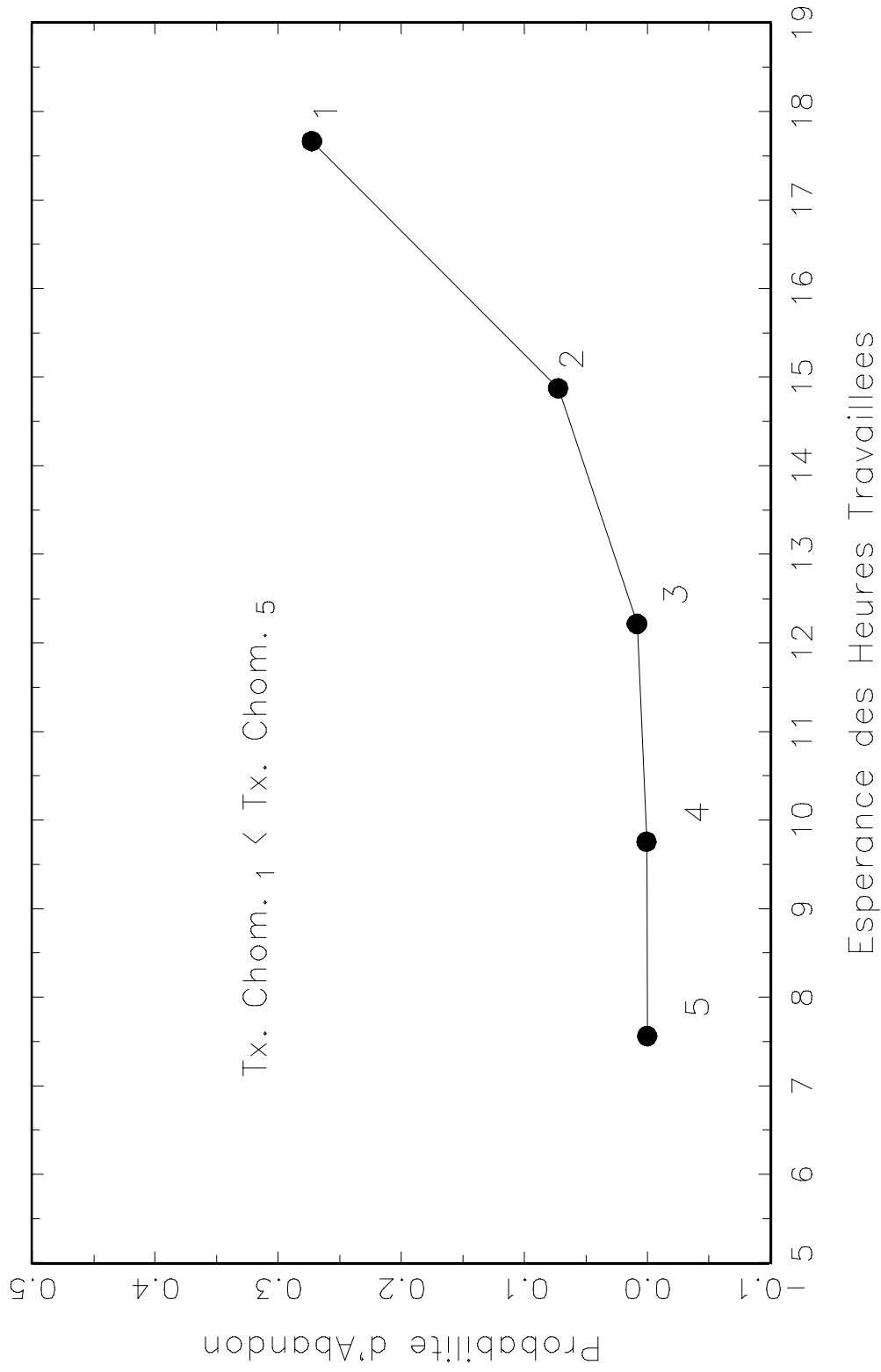


Figure 7  
 Modele Probit – Probit Ordonne  
 Impact du Taux de Chomage (Donnees ponderees)

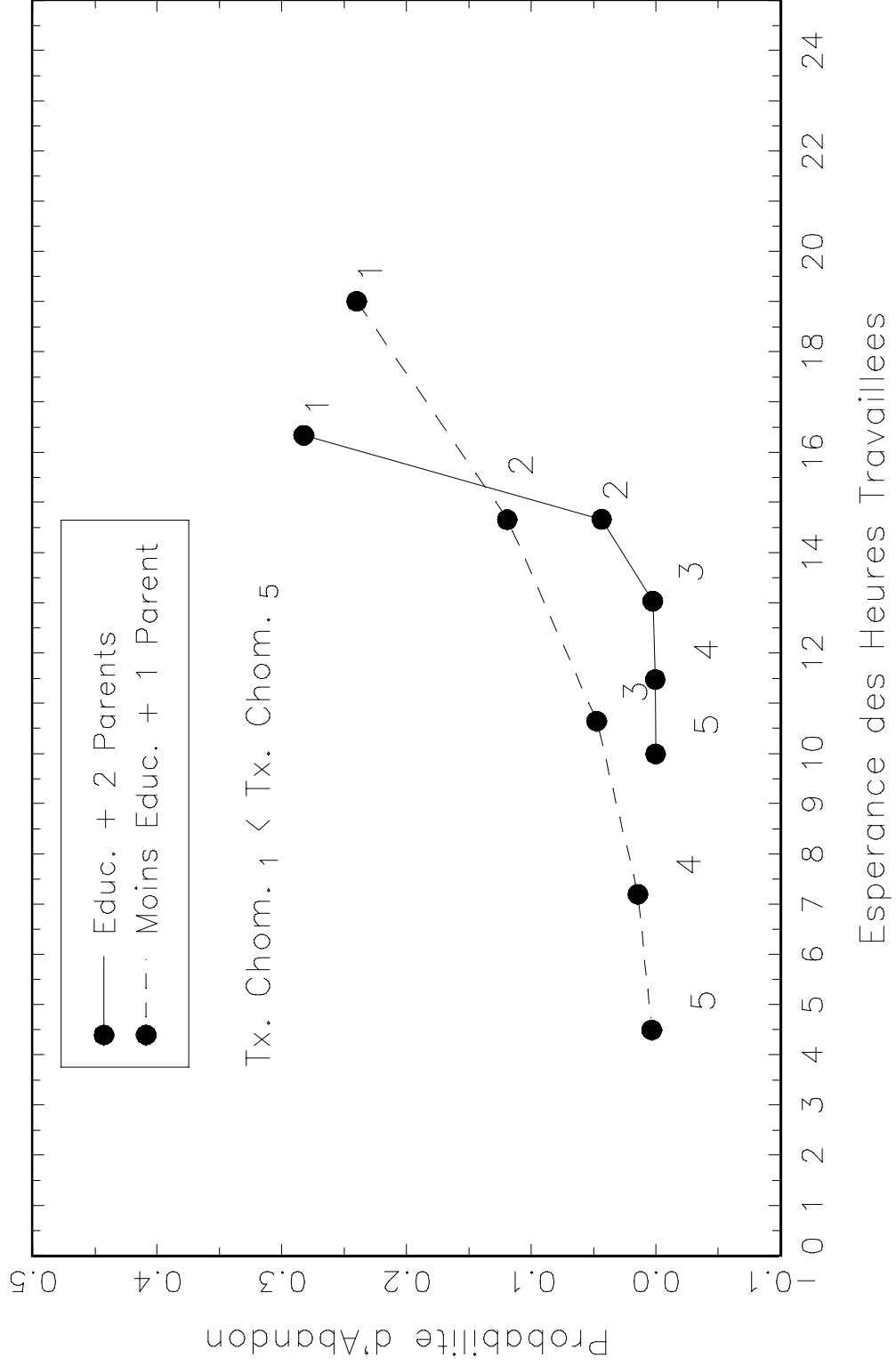
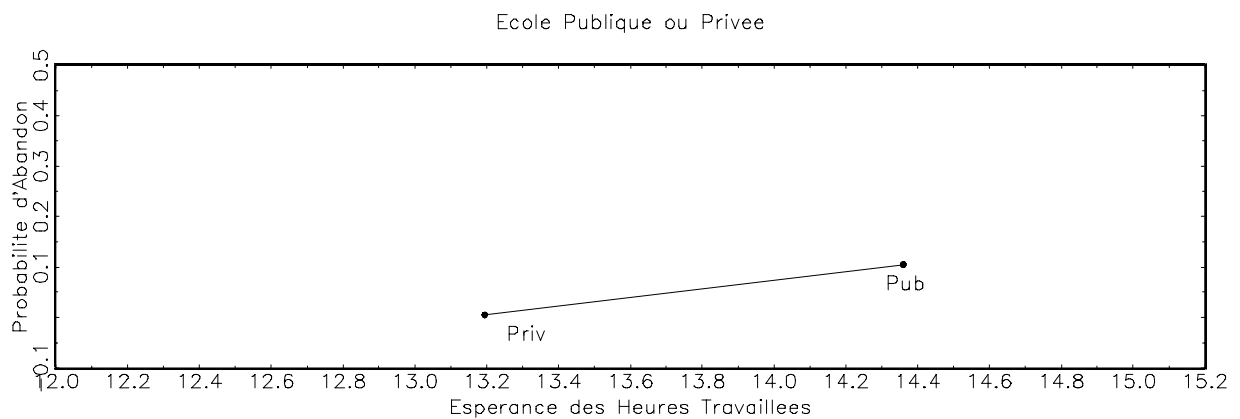
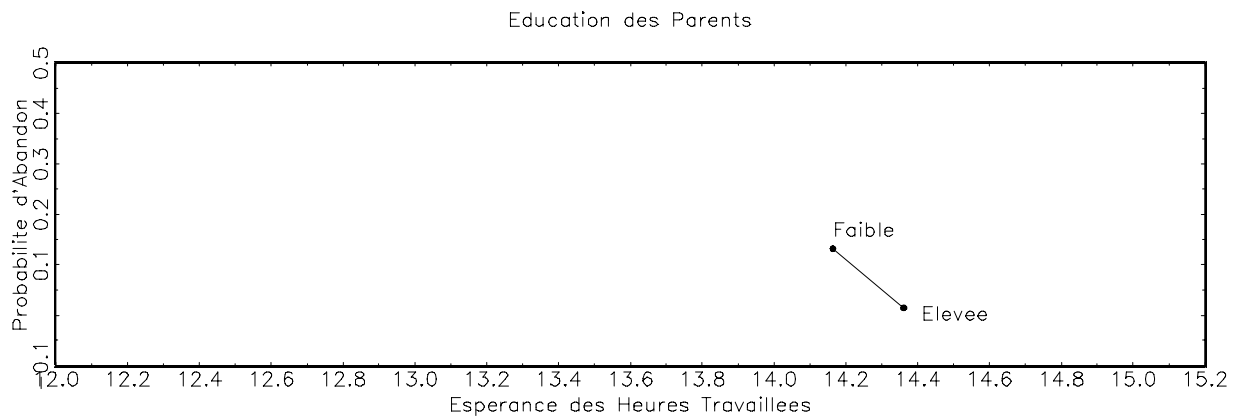
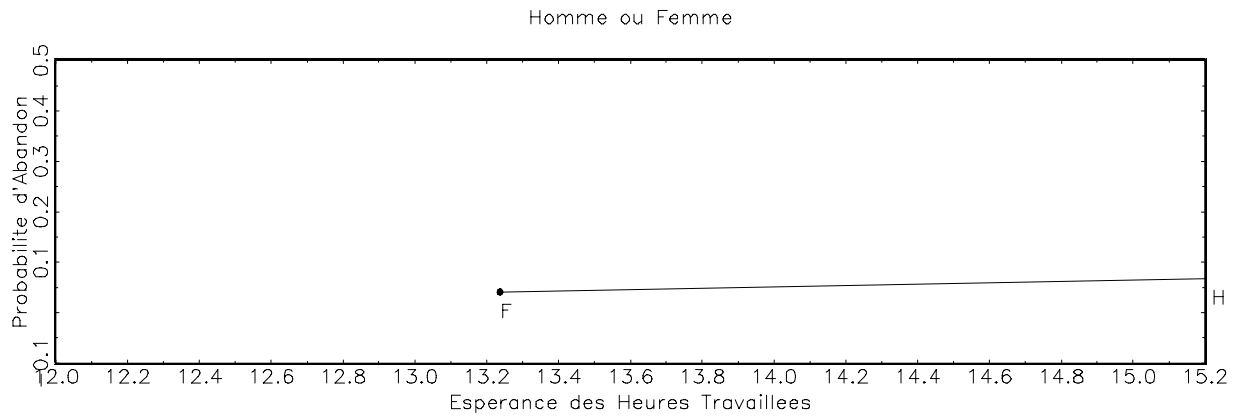




Figure 8  
Modele Probit – Probit Ordonne  
Impact de Diverses Variables (Donnees ponderees)



## Liste des publications au CIRANO \*

### Cahiers CIRANO / *CIRANO Papers* (ISSN 1198-8169)

- 96c-1 Peut-on créer des emplois en réglementant le temps de travail ? / Robert Lacroix
- 95c-2 Anomalies de marché et sélection des titres au Canada / Richard Guay, Jean-François L'Her et Jean-Marc Suret
- 95c-1 La réglementation incitative / Marcel Boyer
- 94c-3 L'importance relative des gouvernements : causes, conséquences et organisations alternative / Claude Montmarquette
- 94c-2 Commercial Bankruptcy and Financial Reorganization in Canada / Jocelyn Martel
- 94c-1 Faire ou faire faire : La perspective de l'économie des organisations / Michel Patry

### Série Scientifique / *Scientific Series* (ISSN 1198-8177)

- 98s-31 Collusive Allocation of Tradeable Pollution permits / Ngo Van Long et Antoine Soubeyran
- 98s-30 Pollution, Pigouvian Taxes, and Asymmetric International Oligopoly / Ngo Van Long et Antoine Soubeyran
- 98s-29 Quadratic M-Estimators for ARCH-Type Processes / Nour Meddahi et Éric Renault
- 98s-28 Explaining Sales Pay Strategy Using Agency, Transaction Cost and Resource Dependence Theories / Michel Tremblay, Jérôme Côté et David B. Balkin
- 98s-27 The Moderating Effect of Job Characteristics on Managers' Reactions to Career Plateau / Michel Tremblay et Alain Roger
- 98s-26 Une étude internationale sur la contingence de l'efficacité perçue des politiques de rémunération / Michel Tremblay, Bruno Sire et Denis Chênevert
- 98s-25 Resources Dynamics and Endogenous Property Rights Regimes / Ngo Van Long et Huilan Tian
- 98s-24 Plafonnement objectif et subjectif de carrière, satisfaction et stress au travail / Alain Roger et Michel Tremblay
- 98s-23 The Role of Organizational Justice in Pay and Employee Benefit Satisfaction, and Its Effects on Work Attitudes / Michel Tremblay, Bruno Sire et David Balkin
- 98s-22 What Data Should Be Used to Price Options? / Mikhail Chernov et Eric Ghysels
- 98s-21 Using a Financial Training Criterion Rather than a Prediction Criterion / Yoshua Bengio
- 98s-20 Inférence fondée sur les statistiques des rendements à long terme / Cosme Vodounou
- 98s-19 Structural Change Tests for Simulated Method of Moments / Eric Ghysels et Alain Guay
- 98s-18 Managing the Risk of IT Outsourcing / Benoit A. Aubert, Sylvie Dussault, Michel Patry et Suzanne Rivard
- 98s-17 Learning Conditions in the Context of R&D and Development Projects: Empirical Evidence from a Research Centre / Mario Bourgault et Hélène Sicotte
- 98s-16 Assessing the Risk of IT Outsourcing / Benoit A. Aubert, Michel Patry et Suzanne Rivard

---

\* Vous pouvez consulter la liste complète des publications du CIRANO et les publications elles-mêmes sur notre site World Wide Web à l'adresse suivante :

<http://www.cirano.umontreal.ca/publication/page1.html>