

Recherches sociologiques et anthropologiques

42-2 | 2011 :

La condition étudiante : regards longitudinaux

Dossier. La condition étudiante

Intensité du travail salarié et abandon des études universitaires au Canada

Une perspective longitudinale¹

The Intensity of Salaried Work and the Abandonment of University Studies in Canada. A Longitudinal Approach

STÉPHANE MOULIN, PIERRE DORAY, CONSTANZA STREET, BENOÎT LAPLANTE ET CANISIUS KAMANZI

p. 51-72

Résumés

Français English

Dans de nombreux pays, les élèves et les étudiants ont augmenté le temps consacré au travail rémunéré durant leurs études. Ils ne travaillent plus uniquement l'été, au moment des vacances, mais aussi pendant l'année scolaire. Les recherches portant sur l'effet du travail salarié sur les parcours scolaires tendent à montrer qu'il existe une relation convexe entre l'intensité du travail salarié et les départs sans diplôme du système scolaire : les taux d'abandon semblent plus élevés pour les étudiants qui ne travaillent pas et pour ceux qui travaillent plus de 25 heures. Cependant, le caractère transversal des données utilisées fait qu'elles ne permettent pas de saisir l'effet causal de la variation du temps de travail sur la poursuite des études. Dans cet article, nous utilisons une méthodologie quantitative longitudinale pour examiner les effets de l'intensité du travail rémunéré sur la persévérance dans le premier programme universitaire suivi au Canada. Les résultats montrent qu'il y a bien une relation causale entre le fait de travailler plus de 25 heures et l'abandon, mais qu'elle est seulement observée pour les hommes, et que cet effet n'est significatif qu'au début du programme. Par ailleurs, l'association avec le fait de ne pas travailler semble s'interpréter davantage comme un effet de sélection.

In many countries, pupils and students have increased the time devoted to remunerated work during their studies. They no longer work just in summer, during vacations, but also during the school year. Research relating to the effect of salaried work on the school courses tends to show that there exists a convex relationship between the intensity of the salaried work and the departures without diplomas from the school system: the rates of abandonment seem higher for students who do not work and for those who do not work or work over 25 hours weekly. However, the transversal character of the data used makes it impossible to grasp the causal effect of the variation of the working time on the continuation of studies. In this article, we use a longitudinal quantitative methodology to examine the effects of the intensity of remunerated work on perseverance in the first university programme followed in Canada. The results show that there is indeed a causal relation between the fact of working more than 25 hours and the abandonment, but that it is only observed for the men, and that this effect is only significant at the beginning of the programme. In addition, association with the fact of not working seems to be interpreted more as an effect of selection.

Texte intégral

I. Introduction

- 1 Dans de nombreux pays, les élèves et les étudiants ont augmenté, depuis près d'une trentaine d'années, le temps consacré au travail rémunéré durant leurs études. Ils ne travaillent plus uniquement l'été, au moment des vacances, mais aussi pendant l'année scolaire. Ainsi, ils établissent une articulation études-travail que nous pouvons qualifier de concomitante plutôt que séquentielle, quand les jeunes ne travaillaient que durant la période estivale. Bien que présents dans les différentes sociétés développées, les modes d'articulation études-travail diffèrent en fonction des modes d'intervention publique et des cultures familiales (Van de Velde, 2008). On peut ainsi opposer une logique séquentielle dominante en France pour laquelle l'étudiant n'est pas censé travailler pendant les sessions d'études et une logique concomitante prédominante au Canada et aux Etats-Unis, où le cumul est presque devenu une norme sociale (Moulin, 2010). Aux Etats-Unis, le cumul des études et de l'emploi salarié est devenu la norme dès les années 1970 (Greenberger/Steinberg, 1986). De même, au Canada, environ deux tiers des jeunes occupent un emploi pendant leurs études dès la fin de l'enseignement secondaire (Bushnik, 2003).
- 2 Les chercheurs intéressés par les questions de persévérance scolaire se sont rapidement penchés sur l'effet du travail salarié, identifié par de très nombreux acteurs éducatifs et scolaires comme l'une des causes de désengagement scolaire conduisant à des départs du système scolaire sans obtention de diplôme. Selon cette perspective, le "décrochage scolaire" serait associé à la présence du travail salarié qui détourne les jeunes de leur "véritable occupation" d'étudiant. Toutefois, les résultats de recherche pondèrent cette opinion, car ils tendent à montrer l'existence d'une relation convexe entre l'intensité du travail salarié et les départs sans diplôme du système scolaire : les taux de départ semblent plus élevés pour les élèves qui ne travaillent pas et pour ceux qui travaillent de nombreuses heures par semaine, bien au-delà de la moyenne. Cette relation s'observe à la fois aux États-Unis (Stern/Briggs, 2001 ; Mortimer, 2003 ; Dundes/Marx, 2006), au Royaume-Uni (McKechnie/Hobbs, 2001), en France (Bérail, 1997 ; Beaupère *et al.*, 2007 ; Beffy *et al.*, 2009) et au Canada (Bushnik, 2003 ; Bowlby/McMullen, 2002 ; Roy, 2006).
- 3 Cette relation convexe est le plus souvent interprétée comme une conséquence de l'intensité du travail salarié sur l'engagement aux études et la performance scolaire. Ainsi, le lien positif entre une participation modérée au marché du travail et la réussite scolaire tient à la valeur éducative des expériences d'emploi (McKechnie *et al.*, 2010). Par contre, une participation trop importante sur le marché du travail a un effet négatif qui se fait sentir seulement au-delà d'un certain seuil. Cependant, les données généralement utilisées par les chercheurs proviennent surtout d'enquêtes transversales et ne permettent pas de saisir l'effet causal de la variation du temps de travail sur la poursuite des études. Plus

généralement, le problème potentiel de l'endogénéité du nombre d'heures travaillées doit être pris en compte avant de tirer des conclusions sur la relation entre les heures travaillées et toute variable revêtant un intérêt du point de vue des politiques publiques (Stinebrickner/Stinebrickner, 2003). En ce qui concerne l'effet de l'intensité du travail sur la persévérance scolaire, on peut penser que c'est davantage un effet de sélection ou de causalité inversée de l'effet des études sur le travail : les étudiants qui font face à des difficultés scolaires soit cessent de travailler pour surmonter leurs difficultés, soit participent davantage encore au marché du travail en attendant d'abandonner les études.

4 L'utilisation des données longitudinales plutôt que des données transversales permet de mieux traiter cette question de l'articulation du temps de travail et du temps d'études. Au niveau secondaire, le recours à des données longitudinales qualitatives a permis de tirer des conclusions plus nuancées sur l'impact de l'intensité du travail sur les parcours scolaires. Certains chercheurs ont ainsi montré que l'occupation d'emplois à temps partiel permettait aux jeunes de prendre davantage confiance en eux, d'améliorer la gestion de leur temps, d'explorer leurs préférences et ainsi d'améliorer leurs chances de réussite scolaire (Mortimer, 2003 ; McKechnie *et al.*, 2010). Par ailleurs, d'autres chercheurs ont soutenu l'idée que les résultats scolaires moins bons des élèves travaillant plus de vingt heures par semaine s'expliquaient davantage par un effet de sélection que par un effet négatif d'une trop grande participation au marché du travail (Schoenhals *et al.*, 1998 ; Warren, 2002 ; Staff *et al.*, 2010). Cependant, la plupart de ces recherches se sont restreintes au niveau secondaire et ont utilisé des analyses qualitatives à partir de petits échantillons ; peu de travaux, à notre connaissance, ont examiné la relation causale entre l'intensité du travail et la persévérance scolaire au niveau postsecondaire à partir d'échantillons représentatifs.

5 Le présent article examine cette question dans le cas des étudiants inscrits à l'université. Nous désirons, en particulier, saisir la variation de cet effet dans le temps. Pour ce faire, nous avons eu recours à une stratégie d'analyse longitudinale : l'analyse de survie. Contrairement aux approches transversales, l'utilisation de modèles de survie rend possible une interprétation statistique causale de la relation entre l'intensité du travail et la persévérance scolaire (Blossfeld/Rohwer, 2002). Les données utilisées sont tirées d'une enquête conduite auprès d'un échantillon représentatif d'étudiants canadiens inscrits aux études universitaires entre 1999 et 2007. L'article tentera de répondre aux trois questions suivantes :

1. Dans quelle mesure l'intensité du travail salarié affecte-t-elle l'abandon des études universitaires ?
2. Les effets de l'intensité du travail rémunéré sont-ils persistants quand les caractéristiques sociodémographiques (sexe, classe sociale et appartenance ethnoculturelle) et certaines conditions de vie sont prises en compte ?
3. Cet effet est-il constant ou, au contraire, est-t-il variable dans le temps ?

6 Dans une première section, nous faisons une brève recension des écrits portant sur l'impact du travail rémunéré sur les parcours scolaires au Canada. Dans une deuxième section, nous décrivons les données utilisées, les variables étudiées et la stratégie d'analyse. Par la suite, nous analysons les effets bruts et nets de l'intensité du travail rémunéré sur la persévérance dans les premiers programmes universitaires suivis au Canada. Enfin, nous discutons nos résultats avant de conclure sur les apports de l'analyse longitudinale par rapport aux analyses transversales.

II. L'intensité du travail pendant les études postsecondaires au Canada : ce

que l'on en dit

- 7 Au Canada, la vie des jeunes aux études est aujourd'hui marquée par une participation très forte au marché du travail. Environ deux tiers des jeunes occupent dès la fin de l'enseignement secondaire un emploi pendant leurs études (Bushnik, 2003). Dans la province de Québec, par exemple, le cumul de l'emploi et des études s'est rapidement propagé dans les années 1980 au point qu'il a généré « un bouleversement radical », voire une véritable mutation dans le système scolaire, pour reprendre les expressions du Conseil supérieur de l'éducation (1995 :47). Alors qu'en 1977, moins de trois étudiants sur dix occupaient un emploi pendant l'année scolaire, au début des années 2000, sept étudiants sur dix étaient engagés dans la dualité travail-études (Dandurand, 1991 ; Roy, 2006). Cette progression a transformé les modes de vie des étudiants en agissant comme un puissant facteur de socialisation à la consommation (Bourdon, 1994) et d'autonomisation (Bourdon/Vultur, 2007 ; Gaudet, 2005 ; Eckert, 2009 ; Sales *et al.*, 2001).
- 8 Pour tous les ordres d'enseignement, le travail des étudiants s'effectue généralement à temps partiel pendant l'année scolaire. Parmi ces travailleurs-étudiants, environ deux tiers ont des activités de travail modérées (travaillent entre 1 et 19 heures par semaine), plus d'un quart ont des activités modérées relativement importantes (entre 20 et 29 heures) et environ 10 % ont des activités importantes (plus de 30 heures) (Bushnik, 2003 ; Bowlby/McMullen, 2002). La proportion des individus inscrits à temps plein occupant un emploi salarié durant l'année scolaire varie avec l'âge : elle reste relativement faible chez les moins de 15 ans, puis croît rapidement jusqu'à 40 et 70 % chez les 15 à 18 ans, avant de se stabiliser à partir de 19 ans (Eckert, 2009). Cependant, l'intensité du travail continue de croître par la suite au fur et à mesure que le niveau d'études augmente. Ainsi, sept cégépiens sur dix ont un emploi durant l'année scolaire et ils y consacrent en moyenne 17,2 heures (Roy, 2008). Le quart des cégépiens interrogés par Roy (2008) affirmaient travailler 20 heures par semaine ou plus pendant l'année scolaire de 2006. Selon l'enquête de Bonin (2007), 71 % des étudiants du premier cycle avaient un emploi lors de leur première session à l'université en 2006, contre 58 % dix années plus tôt, en 1996. Toujours selon l'étude de Bonin (2007), en 2006, les étudiants du premier cycle travaillent en moyenne 25 heures par semaine. Parmi ces 71 %, 59 % travaillent 20 heures ou plus par semaine.
- 9 La fréquence du travail rémunéré ainsi que son intensité varient particulièrement en fonction du régime d'études et de la province. Au cégep², les étudiants à temps complet travaillent dans une proportion de 62 % à raison de 16 heures par semaine. Par contre, 90 % des étudiants inscrits à temps partiel déclarent travailler en moyenne 34 heures par semaine. À l'université, des différences marquées sont aussi observées selon le régime d'études. La proportion d'étudiants à temps complet qui travaillaient se situe à 53 % (moyenne de 22 heures par semaine) comparativement à 89 % pour ceux qui étaient inscrits à temps partiel (moyenne de 37 heures) (Bonin, 2007). La fréquence du cumul ainsi que l'intensité du travail pendant les études varie également fortement selon la province. Le taux d'emploi des étudiants lors de leur dernière année d'études secondaires est relativement faible à Terre-Neuve-et-Labrador (39 %) et au Québec (49 %), et il est très élevé en Ontario (73 %), au Manitoba (73 %), en Saskatchewan (76 %) et en Alberta (72 %), contre 64 % en moyenne. On retrouve ces mêmes contrastes dans l'intensité du travail : 30 % des jeunes en fin d'études secondaires en Alberta et en Saskatchewan travaillent 20 heures ou plus, contre seulement 13 % au Québec (Bushnik, 2003).
- 10 Très souvent, ce travail des jeunes étudiants a été considéré par les acteurs éducatifs comme une source de distraction des études et un facteur de fragilisation sur le plan de la persévérance. Du coup, les recherches statistiques récentes ont cherché à valider cette perception en mettant en évidence une association entre l'intensité du travail (le nombre d'heures de travail rémunérées à un moment donné) et la réussite scolaire (mesurée par les résultats scolaires et la persévérance aux études). Selon les études les plus récentes, à la

fin du secondaire, un élève a presque quatre fois plus de chances d'abandonner ses études s'il travaille plus de 30 heures par semaine par rapport à un élève qui travaille entre 1 et 20 heures (Bushnik, 2003 ; Bowlby/McMullen, 2002). Ces différences demeurent importantes même lorsqu'on tient compte des caractéristiques sociodémographiques et scolaires des élèves (Bushnik *et al.*, 2004). Par ailleurs, selon Finnie *et al.* (2005), le fait de travailler plus de 20 heures par semaine réduit de 5 % la probabilité d'accéder aux études postsecondaires et de 10 % celle d'accéder aux études universitaires. D'autres études plus récentes encore concluent aussi à une corrélation négative entre l'intensité du travail et les notes (DeSimone, 2008) ou la persévérance (Motte/Schwartz, 2009).

11 Selon l'étude de Terril *et al.* (1994 :275, citée par Roberge, 2007) sur les parcours scolaires au cégep au Québec, il existe un lien entre un très grand volume d'heures de travail rémunéré et les résultats scolaires. Le temps consacré au travail rémunéré et à l'étude constitue - après la moyenne de notes obtenues en 4^e et 5^e secondaires - le deuxième facteur le plus important pour prédire et expliquer la réussite et la persévérance au collégial. Par ailleurs, l'intensité du travail rémunéré a une influence importante sur les notes elles-mêmes, ce qui se répercute sur la persévérance au secondaire. S'appuyant sur les travaux de Vigneault (1993), Roberge (2007) soutient que le fait d'avoir travaillé durant la majeure partie des études de 5^e secondaire a une influence négative sur la moyenne scolaire et sur l'intérêt pour les études. Or, comme l'observent Terril *et al.* (1994 :275, cités par Roberge, 2007), le degré de réussite se révèle le facteur prédominant, pouvant expliquer à lui seul, jusqu'à 46 % de la variance des notes moyennes obtenues en première session de cégep. De fait, selon d'autres études, l'effet du travail rémunéré serait particulièrement sensible chez les étudiants plus faibles, alors qu'il serait presque négligeable chez les plus forts (Terrill/Ducharme, 1994 ; Roy/Mainguy, 2005).

12 Dumas et Beauchesne (1993) relèvent différents comportements nuisibles aux études observables chez les élèves qui travaillent pendant les études : s'endormir sur son pupitre, ne pas faire ses travaux scolaires, ne plus avoir envie d'aller à l'école, manquer de concentration pendant les cours. Or, le pourcentage d'élèves chez qui l'on observe ces comportements augmente en fonction du nombre d'heures travaillées. Comme le note Jetté (2001), le travail rémunéré génère de la fatigue et stresse les élèves.

13 Les recherches se sont largement focalisées sur la question de l'identification d'un seuil critique du nombre d'heure de travail rémunéré au-delà duquel les effets négatifs se font sentir. Ce seuil critique a eu tendance à se déplacer vers le haut au fil des ans : le risque d'échec scolaire apparaissait à partir de 15 heures au début des années 1990 (Vigneault, 1993 ; Roberge, 1997), et se situerait actuellement plutôt autour de 25 heures (Roy/Mainguy, 2005). Selon Roy (2008), un travail rémunéré de 20 heures ou moins par semaine affecte peu le temps consacré aux études. C'est à partir de 25 heures que l'influence négative sur les notes se fait sentir : de 15 à 19 heures de travail par semaine, la moyenne générale est de 76 % ; de 20 à 24 heures par semaine, elle est de 74 %, alors qu'à 25 heures, elle chute à 71,5 %. Ces difficultés se traduisent aussi par la négociation pour modifier l'horaire des cours, pour obtenir des délais pour la remise de travaux, pour demander de réduire certaines exigences ou certains critères d'évaluation (Roberge, 1997). On peut se demander si cet étirement est dû plutôt à une plus grande adaptabilité des institutions scolaires ou à une plus grande adaptabilité des étudiants. Roy (2008), pour sa part, mise sur une adaptabilité de la part des étudiants.

14 Cependant, il est difficile d'un point de vue logique de mettre en œuvre une interprétation causale de cette relation statistique. En effet, un nombre important d'heures de travail peut être une conséquence de l'abandon plutôt que sa raison : les étudiants en phase de décrochage ou désintéressés des études peuvent préférer travailler davantage d'heures (Bushnik, 2003 ; Bushnik *et al.*, 2004). Dans ce cas, c'est la logique du travail qui gagne sur la logique des études (un échec académique pouvant être compensé par la réussite sur le marché du travail). Comme le notent Dagenais *et al.* (1999), le lien de causalité entre travail rémunéré et réussite scolaire est un problème complexe. Si le travail rémunéré peut être à l'origine de l'échec scolaire, l'inverse est aussi vrai dans certains cas :

certaines étudiants peuvent décider d'augmenter le nombre d'heures de travail rémunéré au-delà de 15 heures parce qu'ils se sentent en difficulté, bien qu'en fait, travailler moins de 15 heures n'améliore pas leurs performances scolaires (Dagenais *et al.*, 1999 :31). Par ailleurs, les tentatives d'évaluer le lien causal entre le fait de travailler pendant les études et la réussite de celles-ci sont bloquées par la possibilité que cette réussite et le temps consacré au travail soient tous les deux liés à des facteurs difficilement observables, comme la motivation et la confiance en soi (Stinebrickner/Stinebrickner, 2003 ; Motte/Schwartz, 2009).

III. Méthodologie

- 15 Dans cet article, nous utilisons une stratégie d'analyse longitudinale pour combler les limites des analyses transversales et introduire l'effet du temps pour préciser l'interprétation causale de la relation entre l'intensité du travail rémunéré et la persévérance au début du postsecondaire au Canada. Plus spécifiquement, nous désirons examiner l'effet du travail salarié sur la sortie du premier programme universitaire suivi en tenant aussi compte des facteurs relatifs aux appartenances sociales et à certaines conditions de vie.

A. Source des données

- 16 La présente étude utilise les données de l' "Enquête auprès des jeunes en transition" (EJET) menée conjointement par Statistique Canada et par Ressources humaines et Développement des compétences Canada (RHDC). Cette enquête recueille de l'information sur la plupart des éléments importants de la vie des jeunes, dont les épisodes d'études et les épisodes d'emplois. L'EJET a débuté en 1999 et les questionnaires utilisés au cycle 1 ont servi à recueillir de l'information sur l'année 1999. Les questionnaires utilisés dans les cycles suivants ont servi à recueillir de l'information sur des périodes de deux ans. Ainsi, le cycle 2 a recueilli de l'information sur les années 2000-2001, le cycle 3 sur les années 2002-2003, le cycle 4 sur les années 2004-2005 et le cycle 5 sur les années 2006-2007. L'EJET a donc permis d'observer la vie des répondants pendant neuf ans. Le panel que nous utilisons est formé de jeunes nés entre 1979 et 1981 inclusivement. Ils étaient âgés de 18 ans à 20 ans au 31 décembre 1999. Les analyses portent sur les répondants qui résident dans une des dix provinces du Canada³ et qui ont répondu aux quatre cycles de l'enquête.

B. La stratégie d'analyse longitudinale

- 17 Dans une démarche transversale, l'étude est réalisée en utilisant des données recueillies à un moment donné et qui décrivent la population à ce moment ; les changements n'apparaissent qu'en juxtaposant une suite d'échantillons de ce genre tirés à des moments successifs. Au contraire, dans l'approche longitudinale, il ne s'agit plus de décrire la population à un moment précis, ni de faire apparaître les changements en juxtaposant des instantanés pris à des moments successifs, mais de faire apparaître le mouvement même par lequel se fait le changement. Réaliser une analyse dans la perspective longitudinale permet de distinguer les caractères fixes et les caractères qui varient en fonction du temps. En principe, les variables comme le sexe, la langue maternelle, le lieu de naissance ou l'origine sociale sont des caractères fixes, peu importe comment on les mesure. Par contre, le niveau d'études de l'établissement fréquenté, le plus haut diplôme obtenu et l'occupation d'un emploi deviennent des caractères qui peuvent varier en fonction du temps.

- 18 L'analyse longitudinale sert à étudier le passage d'un état à un autre dans un espace de temps. Dans le cadre de la présente étude, on s'intéresse au passage de l'état d' "étudiant" dans un programme universitaire à l'état de "décrocheur" de ce programme. Pour étudier les liens entre le statut dans le programme ramené à deux modalités (c'est-à-dire, être encore aux études ou avoir abandonné ses études) et mesuré à un moment donné, et plusieurs autres caractères, on pose que ce caractère est la réalisation d'une variable aléatoire (qu'on nomme maintenant variable dépendante) et on utilise un modèle de risque qui permet d'estimer les effets nets de plusieurs autres caractères (qu'on nomme maintenant variables indépendantes) sur la probabilité d'appartenir à l'une ou l'autre des deux modalités à chaque mois de l'enquête.
- 19 Pour des raisons techniques, les modèles de risque sont généralement exprimés non pas en utilisant la probabilité cumulée instantanée comme variable dépendante, mais plutôt une transformation algébrique de cette quantité : la proportion de la population qui passe d'un état à un autre à chaque instant divisée par la proportion de la population qui n'est pas encore passée du premier état au second à ce moment. Cette quantité est nommée de différentes manières selon les disciplines ; en sciences sociales et en épidémiologie, on la nomme généralement "taux instantané" ou "risque instantané". Le taux n'est pas une proportion : il ne peut pas être inférieur à zéro, mais, en principe, il n'a pas de limite supérieure. Les coefficients associés aux variables indépendantes d'un modèle de risque s'interprètent de manière analogue aux coefficients de la régression logistique. Le coefficient des modèles de risque exprime le rapport de deux taux ou de deux risques.

C. Le groupe à risque

- 20 Rappelons que nous étudions l'abandon du premier programme universitaire. Pour ce faire, nous avons ordonné chronologiquement tous les programmes d'études post-secondaires auxquels l'individu était admissible entre 1999 et 2007. Ceci nous a permis de repérer le premier programme universitaire suivi par chacun. Lorsqu'un individu a commencé plus d'un programme au même moment, nous avons retenu celui dont le "niveau" était le plus élevé. L'enquête recueille la date où l'individu commence à étudier dans un programme et la date où il y est inscrit pour la dernière fois. La base de données contient également une variable dérivée, qui indique si, au moment de l'interview, le répondant était toujours inscrit dans le programme, s'il avait complété ce programme ou s'il l'avait abandonné. Nous avons retenu les programmes pour lesquels ces informations étaient connues.
- 21 Nous nous intéressons au séjour dans le premier programme de niveau universitaire. Les informations recueillies au moyen des questionnaires de l'EJET ne permettent pas de déterminer directement dans tous les cas si un programme d'études post-secondaires "admissible" est un programme d'études universitaires. Le problème est particulièrement difficile pour les épisodes d'études vécus au Québec, parce que les questionnaires de l'EJET ne permettent pas de distinguer avec précision les programmes d'études professionnelles des programmes d'études pré-universitaires offerts dans les cégeps. Pour nos besoins, nous avons considéré comme "universitaire" le programme qui remplissait au moins une des conditions suivantes : il était suivi dans un établissement clairement de "type" universitaire, au Québec ou dans le reste du Canada ; il était de "niveau baccalauréat", au Québec ou dans le reste du Canada, ou bien il était de "niveau baccalauréat", était suivi au Québec et avait été précédé par un programme de cégep pré-universitaire (dans la mesure où l'on était parvenu à repérer les programmes de cette nature) ; il était de "niveau collègue", était suivi dans le reste du Canada et devait durer au moins quatre ans en étudiant à temps plein.
- 22 Au sens de la méthode, les jeunes deviennent "à risque" d'abandonner le programme universitaire au moment où ils s'y inscrivent pour la première fois. Ils cessent d'être "à risque" de l'abandonner au moment où ils l'abandonnent, au moment où ils obtiennent

leur diplôme, ou encore au moment où ils cessent d'être observés (c'est-à-dire à la fin de la période couverte par le quatrième cycle) s'ils sont encore inscrits à ce programme à ce moment. L'individu qui cesse d'être "à risque" en abandonnant ses études quitte le groupe à risque en changeant d'état : d'étudiant, il devient décrocheur. L'individu qui cesse d'être "à risque" en obtenant son diplôme ou qu'on cesse d'observer alors qu'il est toujours aux études quitte le groupe à risque sans abandonner : au sens de la méthode, il ne change pas d'état parce qu'il n'abandonne jamais ses études et ne passe donc pas de l'état d'étudiant à celui de décrocheur. Le groupe à risque est ainsi constitué de 4149 individus qui suivaient des études universitaires pour la première fois pendant qu'ils faisaient partie de l'échantillon de l'EJET et qui faisaient toujours partie de l'échantillon de l'enquête à la fin du quatrième cycle. À la fin de la période couverte par le quatrième cycle, 1361 étudiants avaient abandonné et 2163 avaient obtenu le diplôme.

23 Les tableaux 1 et 2 montrent la répartition des hommes et femmes dans chacune des variables indépendantes qui sont fixes (tableau 1) ou qui varient au fil du temps (tableau 2). Étant donné que l'estimation des effets des variables indépendantes est basée sur la quantité de temps passé dans chacune des modalités de la variable, nous basons notre description sur la quantité et la proportion de temps passé "à risque" dans chaque modalité plutôt que sur la fréquence absolue et relative au début de l'enquête ou à une durée déterminée (par exemple, un an plus tard). Les données des tableaux 1 et 2 doivent s'interpréter comme la quantité ou la proportion de temps que les individus ont passé dans chaque modalité de la variable pendant qu'ils étaient "à risque" d'expérimenter l'événement à l'étude.

D. Le modèle statistique

24 Nous estimons l'effet de chacune des variables indépendantes sur le risque d'abandonner le programme universitaire sans avoir obtenu le diplôme en utilisant le modèle de Cox (modèle à risques proportionnels). Ce type de modèle estime les effets des variables indépendantes en supposant que le risque peut évoluer au fil du temps, les effets des autres variables indépendantes étant contrôlés. Les coefficients associés à chaque variable indépendante se présentent sous la forme de "rapports de risque" ou de "risques relatifs" et mesurent la vitesse d'un changement d'état, c'est-à-dire la vitesse à laquelle les étudiants abandonnent le programme sans obtention de diplôme. Un coefficient supérieur à 1 indique que le risque d'abandonner est élevé et que l'abandon est plus rapide ; un coefficient inférieur à 1 indique que le risque d'abandonner est plus faible et que l'abandon est plus lent.

Tableau 1 : Répartition des individus inscrits dans un programme universitaire pour la première fois entre 1999 et 2005 selon le temps à risque et des variables fixes.

	Hommes		Femmes	
	Temps à risque (personnes-mois)	Proportion	Temps à risque (personnes-mois)	Proportion
Total	5 330 021	100	6 259 913	100
Capital scolaire des parents				
Secondaire ou moins	897 454	16,8	1 415 006	22,6
Postsecondaire non universitaire	1 051 313	19,7	1 826 282	29,2
Universitaire	2 986 945	56,0	2 700 457	43,1
Non déclaré	394 309	7,4	318 167	5,1

Statut de minorité visible				
Oui	1 121 804	21,1	1 069 834	17,1
Non	4 207 221	78,9	5 169 476	82,6
Non déclaré	996	0,0	20602	0,3
Langue maternelle				
Anglais	3 851 212	72,3	4 300 077	68,7
Français	580 473	10,9	921 860	14,7
Autre langue	897 340	16,8	1 026 474	16,4
Non déclaré	996	0,0	11 501	0,2

Source : Élaboration des auteurs à partir des données de l'EJET, cycles 1 à 4.

Tableau 2 : Répartition des individus inscrits dans un programme universitaire pour la première fois entre 1999 et 2005 selon le temps à risque et des variables qui changent au fil du temps.

	Hommes		Femmes	
	Temps à risque (personnes-mois)	Proportion	Temps à risque (personnes-mois)	Proportion
Total	5 330 021	100	6259 913	100
Province de résidence				
Maritimes	455 545	8.6	645 779	10.3
Ontario	2 536 703	47.6	2621 452	41.9
Québec	573 962	10.8	843 167	13.5
Prairies	897 532	16.8	937 830	15.0
Colombie Britannique	726 346	13.6	994 899	15.9
A l'extérieur du Canada	35 005	0.7	41 481	0.7
Non déclaré	104 927	2.0	175 305	2.8
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine				
Jusqu'à 8 heures	363 749	6.8	532 986	8.5
9 à 16 heures	443 849	8.3	930 958	14.9
17 à 24 heures	463 052	8.7	802 557	12.8
25 heures ou plus	1 982 296	37.2	2 008 167	32.1
N'a pas travaillé	1 710 386	32.1	1 736 932	27.8
Non déclaré	366 688	6.9	248 313	4.0
Regime d'études				
Temps plein	3 592 372	67.4	4 247 908	67.9
Temps partiel	1 737 649	32.6	2 012 005	32.1
Endettement				
N'a jamais obtenu de prêt après 1999	2 871 145	53.9	3 271 624	52.3

Oui maintenant	2 149 091	40.3	2 684 949	42.9
Oui avant	309 784	5.8	303 340	4.9
Situation résidentielle				
Habite chez ses parents (sans conjoint)	2 475 480	46.4	2749 891	43.9
N'habite chez ses parents	2 854 541	53.6	3 510 022	56.1
Présence d'enfant				
Oui	44506	0.8	47 349	0.8
Non	5 285 514	99.2	6 212 564	99.2

Source : Élaboration des auteurs à partir des données de l'EJET, cycles 1 à 4.

- 25 L'EJET utilise un plan de sondage complexe qui comprend des strates et des grappes. L'estimateur "conventionnel" de l'erreur-type produit un estimé sans biais lorsqu'on dispose de données recueillies auprès d'un échantillon aléatoire simple, mais sous-estime l'erreur-type lorsqu'on utilise des données recueillies auprès d'un échantillon qui comprend des grappes. Statistique Canada met à la disposition des chercheurs un jeu de 1000 poids de ré-échantillonnage dits de "bootstrap" qui permet en principe d'obtenir, par ré-estimation, des estimés sans biais des erreurs-types même si les données de l'EJET ont été recueillies auprès d'un échantillon dont le plan n'est pas aléatoire simple. Nous utilisons cette méthode pour calculer les erreurs-types qui servent à déterminer le seuil de signification associé aux coefficients de nos équations.

IV. Résultats

- 26 Les figures 1 et 2 présentent les "taux de sortie" ou "taux d'abandon" bruts du premier programme universitaire selon le temps écoulé depuis la date de début du programme par région de résidence. Nous avons analysé séparément les hommes et les femmes, parce qu'il paraît difficile à soutenir *a priori* que le mécanisme qui régit l'abandon (autrement dit, les effets des variables indépendantes) est le même pour les deux sexes. Les résultats révèlent que le taux de sortie varie au fil du temps : le risque d'abandonner les études est plus élevé peu de temps après le début des études, il diminue au fur et à mesure que les étudiants progressent dans leur programme, mais il tend à se stabiliser ou même à augmenter environ 40 mois après le début du programme.

Figure 1 : Taux de sortie bruts par région-Hommes

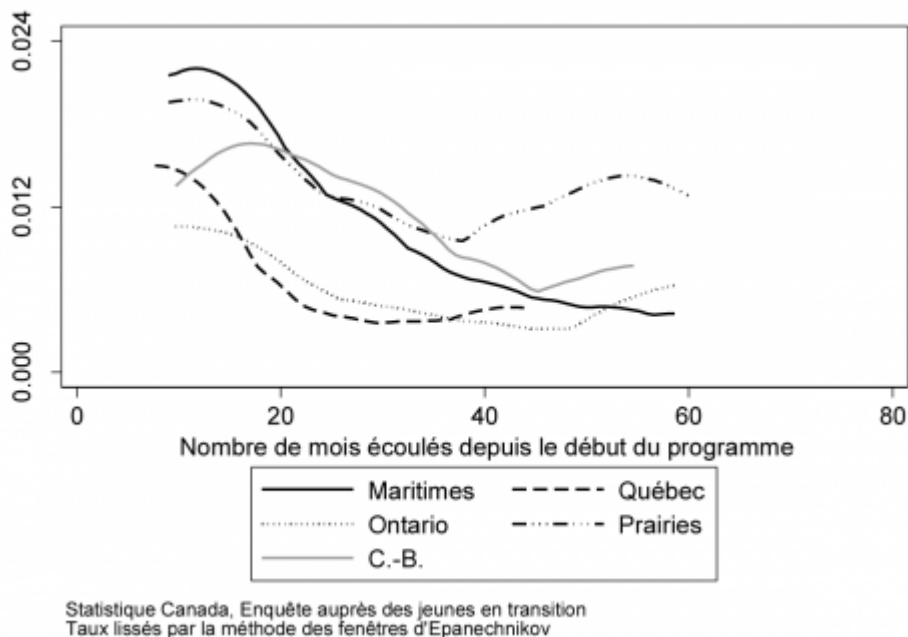
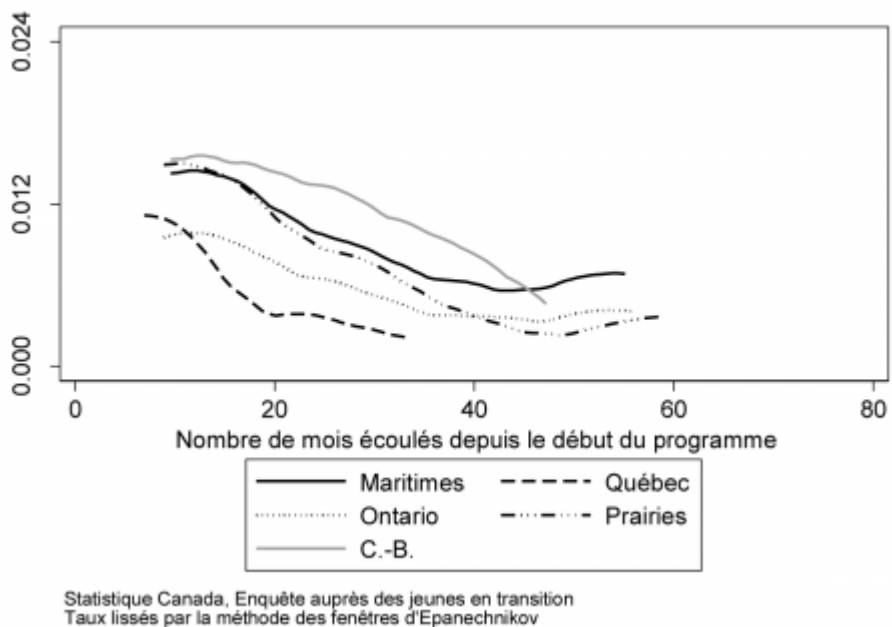


Figure 2 : Taux de sortie bruts par région-Femmes



27 Nous utilisons le modèle de Cox pour estimer les effets des variables indépendantes sur le risque d'abandonner le programme. Nous estimons les effets séparément pour les hommes et pour les femmes. Nous estimons les effets de toutes les variables indépendantes en supposant qu'ils sont identiques dans toutes les régions, mais que le risque d'abandon net des effets des variables indépendantes (le "risque de base" ou le "taux de base") varie selon la région ; ceci permet de contrôler les différences de rythme qui découlent des différences entre les systèmes d'éducation des provinces. Utiliser le mois courant comme variable indépendante permet de contrôler le fait que le moment de l'abandon dépend en partie du calendrier scolaire : il est raisonnable de présumer que l'abandon se réalise ou se constate davantage au cours des moments charnières du calendrier scolaire. Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 3. On y présente séparément les effets des différentes variables pour les hommes et pour les

femmes ; pour chaque sexe, les effets bruts ont été présentés dans la colonne de gauche et les effets nets dans la colonne de droite.

- 28 Les résultats montrent que l'abandon du programme se produit habituellement à certains moments du calendrier scolaire plutôt qu'à d'autres. On peut interpréter ce fait comme une forme de saisonnalité. Pour la contrôler, nous utilisons une variable qui représente le "mois courant". Nous observons que le risque d'abandonner au mois d'avril et au mois de décembre est de deux à trois fois plus élevé que celui du mois de mai (dont le risque vaut 1, car il s'agit de la catégorie de référence). Les coefficients des autres mois se situent au-dessous de cette valeur, indiquant que le risque est plus faible durant ces périodes. Le calendrier d'abandon est étroitement associé au calendrier scolaire, puisqu'au sens de l'EJET le moment de l'abandon correspond à la dernière date d'inscription dans le programme.
- 29 Le régime d'études et l'endettement ont un effet sur les parcours scolaires des hommes. Les hommes qui étudient à temps partiel montrent un risque plus faible d'abandonner le programme que ceux qui étudient à temps plein. Ceux qui, parmi eux, étaient endettés abandonnent aussi plus souvent que ceux qui n'ont jamais obtenu de prêts pour financer leurs études. En ce qui a trait aux conditions de vie des jeunes qui peuvent les influencer dans leur parcours, le lieu de résidence (habiter au domicile parental) et le fait de devenir un nouveau parent sont des éléments de premier ordre. Nous constatons que le risque d'abandonner le programme est plus élevé parmi ceux qui habitent encore chez leurs parents. Devenir un nouveau parent a un effet négatif sur la poursuite des études chez les femmes, mais cet effet n'est pas significatif en raison des faibles effectifs de parents aux études.
- 30 Le tableau 3 montre aussi les effets brut et net du capital scolaire des parents du répondant, du statut de minorité visible, de la langue maternelle et de la situation résidentielle. Chez les hommes, le capital scolaire des parents n'a pas d'effet significatif sur le risque d'abandon. Par contre, les femmes dont au moins un des deux parents a obtenu un diplôme universitaire ont un risque d'abandon plus faible que celui des étudiantes de première génération. Le fait d'appartenir à un groupe de minorité visible semble avoir une influence positive sur la poursuite des études. Chez les hommes, le risque d'abandon est 1,8 fois moins élevé au sein des membres de minorités visibles, tandis que chez les femmes déclarant appartenir à une minorité visible il est 1,4 fois moins élevé ; mais l'effet est peu significatif et disparaît chez les femmes lorsqu'on contrôle par d'autres caractéristiques, dont la langue maternelle. Les femmes francophones abandonnent moins souvent (0,65) que les femmes anglophones. Enfin, le fait d'habiter dans sa famille d'origine a un effet d'accélération des sorties sans diplôme pour les hommes comme pour les femmes.
- 31 Nous constatons que travailler un certain nombre d'heures par semaine ne nuit pas nécessairement aux études. Les jeunes qui consacrent jusqu'à 8 heures par semaine à l'emploi ou entre 9 et 16 heures n'augmentent pas leur risque d'abandon. Chez les femmes, travailler moins de 9 heures semble même réduire le taux de décrochage (0,69), même si cet effet reste non significatif au seuil de 5 %. En revanche, travailler plus de 16 heures par semaine contribue significativement à augmenter le risque d'abandon chez les hommes : il est 1,41 fois plus élevé parmi ceux qui travaillent de 17 à 24 heures, et 1,61 fois plus élevé chez ceux qui travaillent 25 heures ou plus par semaine. L'effet de travailler un grand nombre d'heures a aussi un effet statistiquement significatif chez les femmes, mais il disparaît lorsqu'on tient compte des autres caractéristiques individuelles.
- 32 Le modèle que nous utilisons estime l'effet de chaque variable indépendante en présupposant que cet effet est proportionnel. Ceci revient à dire que cet effet est estimé en supposant que l'écart entre le risque associé à chacune des modalités d'une variable est le même à tout moment de la période étudiée. Par exemple, si étudier à temps partiel plutôt qu'à temps plein réduit le risque d'abandonner, cela veut dire que le risque est réduit dans la même proportion peu importe qu'on en soit au tout début de son programme, au milieu ou à la fin. Les analyses qui tiennent compte de l'effet de la région sur le risque d'abandon (figures 1 et 2) nous ont montré que le risque varie en fonction du temps écoulé depuis que

l'étudiant a entrepris son programme et que les écarts entre régions varient aussi au fil du temps. Nous avons donc construit les équations qui nous permettent d'analyser les variations d'effet dans le temps de manière à ne pas prescrire que l'écart entre régions soit toujours le même. Cependant, rien ne permet d'affirmer *a priori* que les effets nets des autres variables sur le risque d'abandon sont proportionnels, c'est-à-dire que les écarts entre les modalités d'une même variable sont constants au fil du temps. On peut cependant vérifier *a posteriori* si c'est bien le cas, au moyen de tests basés sur les résidus du modèle. Les variables dont l'effet varie au fil du temps peuvent alors être examinées une à une.

Tableau 3 : Risques relatifs d'abandonner le premier programme universitaire sans avoir obtenu le diplôme entre 1999 et 2005. Effets brut et net du nombre d'heures travaillées par semaine.

Variables indépendantes	HOMMES		FEMMES	
	Effet brut	Effet net	Effet brut	Effet net
Mois courant [Mois de mai]				
Janvier	0,131 ***	0,133 ***	0,321*	0,375 †
Février	0,046 *	0,042 *	0,038	0,048
Mars	0,077 ***	0,069 ***	0,038 **	0,058 **
Avril	2,916 **	2,527 *	2,117	2,331
Juin	0,324	0,337	0,299	0,271
Juillet	0,027	0,029	0,009	0,009
Août	1,216	1,164	0,333 †	0,306 †
Septembre	0,715	0,642	0,473	0,504
Octobre	0,109 *	0,096 *	0,215 †	0,259
Novembre	0,101 **	0,101 **	0,454	0,446
Décembre	2,170 †	2,092 †	1,529	1,849
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine [N'a pas travaillé]				
Jusqu'à 8 heures	1,006	1,007	0,744	0,690 †
9 à 16 heures	0,967	0,937	0,950	0,856
17 à 24 heures	1,483 *	1,409 †	0,992	0,870
25 heures ou plus	1,580 **	1,609 **	1,457 *	1,300
Non déclaré	1,245	1,385	1,329	1,205
Capital scolaire des parents [Secondaire ou moins]				
Postsecondaire non universitaire	1,038	1,041	0,893	0,903

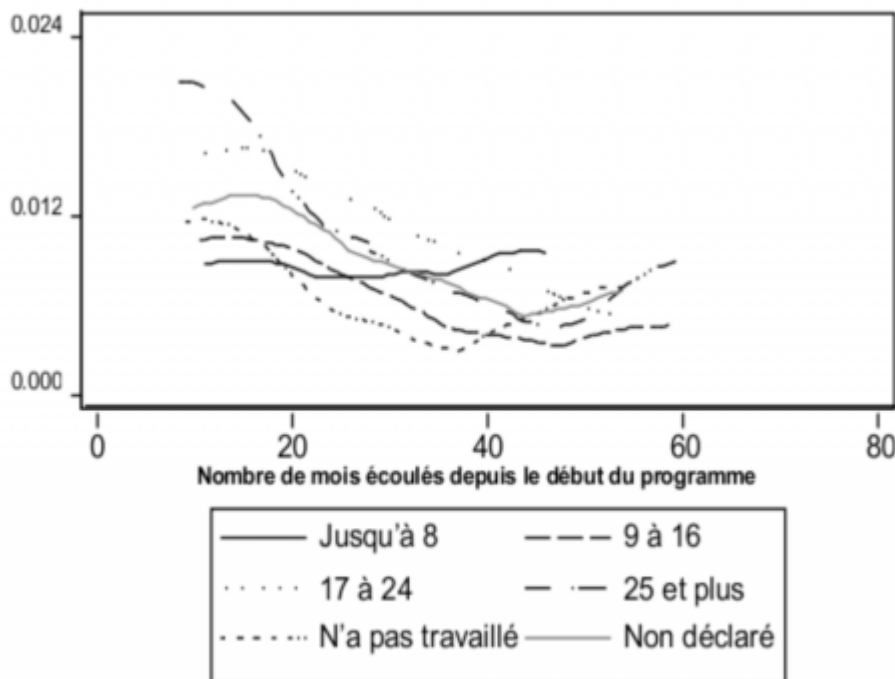
Universitaire	0,824	0,880	0,715 *	0,774 †
Non déclaré	0,705	0,804	1,298	1,378
Régimes d'études [Temps plein]				
Temps partiel	0,673 *	0,643 *	1,462 †	1,321
Langue maternelle [anglaise]				
Français	0,983	0,957	0,653 †	0,637 †
Autre langue	0,950	1,193	0,717	0,742
Statut de minorité visible [non]				
Oui	0,638 *	0,558 *	0,702 †	0,735
Endettement [N'a pas obtenu un prêt après 1999]				
Oui, maintenant	1,346 *	1,390 *	1,160	1,183
Oui, dans le passé	0,835	0,809	1,490	1,364
Situation résidentielle [N'habite pas chez ses parents]				
Habite chez ses parents, sans conjoint	1,146	1,282 *	1,269 *	1,460 **
Avoir eu des enfants [Non]				
Oui	0,526	0,661	2,325 †	2,166

† p<0,100 * p<0,050 **p<0,010 ***p<0,000

Source : EJET, Cycles 1 à 4

33 Les résultats de ces tests montrent que les effets de certaines variables ne sont pas proportionnels. Ceci signifie que les effets de ces variables varient en fonction du temps écoulé depuis le début du programme d'études. En particulier, l'intensité du travail salarié des hommes est une variable dont l'effet n'est pas proportionnel au seuil de 0,05. La figure 3 permet d'examiner la variation du risque selon le temps écoulé depuis le début du programme. Globalement, le taux d'abandon décroît en fonction du temps écoulé depuis le début du programme à l'intérieur de chacune des modalités du nombre d'heures de travail hebdomadaire jusque vers le 40^e mois (à l'exception de la première modalité, travailler moins de 8 heures) et augmente ensuite dans la plupart des modalités. Au début du programme, le taux d'abandon varie nettement en fonction du nombre des heures de travail hebdomadaire : le taux d'abandon est très faible chez les hommes qui travaillent 16 heures ou moins par semaine ou chez ceux qui ne travaillent pas et il est particulièrement élevé pour ceux qui travaillent au-delà de 25 heures. Cependant, la différence entre travailler au-delà de 25 heures et travailler de 17 heures à 24 heures par semaine ne persiste pas au-delà de la première année, et les différences entre ceux qui travaillent au-delà de 17 heures et ceux qui travaillent moins de 8 heures s'amenuisent au-delà de la deuxième année d'études. En conclusion, il est plus réaliste d'admettre que le coefficient associé à la catégorie des hommes qui travaillent plus de 25 heures représente un effet moyen et non pas l'effet exact de cette catégorie et par conséquent que l'effet observé pour les hommes n'est significatif qu'au début du programme.

Figure 3 : Taux de sortie bruts par nombre d'heures travaillées par semaine – Hommes.



V. Discussion

- 34 Ces résultats permettent donc de répondre aux trois questions que nous avons posées au sujet de l'effet de l'intensité du travail sur la persévérance scolaire aux études universitaire et de sa variation dans le temps.
- 35 Le premier résultat se rapporte aux effets bruts de l'intensité du travail sur les abandons. Le fait de travailler au-delà de 25 heures par semaine augmente le risque de sortie sans diplôme pour les hommes comme pour les femmes. Cependant le fait de ne pas travailler semble ne pas avoir d'effet significatif sur l'abandon ni pour les femmes ni pour les hommes. Ces résultats permettent ainsi de faire l'hypothèse qu'il existe une relation causale de l'intensité du travail salarié sur l'abandon : travailler au-delà de 25 heures accroît le risque d'abandonner le premier programme universitaire suivi avant l'obtention du diplôme. Ces résultats laissent également penser qu'en deçà de ce seuil, aucune autre relation causale n'existe.
- 36 L'impact de l'intensité de travail doit cependant s'analyser après contrôle des conditions de vie et des autres caractéristiques sociodémographiques de l'étudiant (deuxième question). De fait, les conditions de vie ont un impact notable sur le risque d'abandon. L'endettement immédiat accroît le risque d'abandon des hommes. Le fait d'habiter dans sa famille d'origine a un effet d'accélération des sorties sans diplôme pour les hommes comme pour les femmes, ce qui peut s'interpréter en faisant l'hypothèse que le fait de vivre chez les parents constitue une "police d'assurance" et donc facilite les réorientations scolaires. La présence d'enfants a un effet d'accélération des sorties sans diplôme pour les femmes, même si le nombre de ces cas reste trop faible pour avoir un effet significatif. Par ailleurs, le fait d'être membre d'une de minorité visible réduit le risque d'abandon chez les hommes, de même qu'avoir un parent ayant un diplôme universitaire réduit le risque d'abandon des femmes. Le contrôle de ces effets ne change pas l'impact de l'intensité du travail sur le risque d'abandon des hommes, mais il modifie substantiellement celui des femmes : l'effet du fait de travailler au-delà de 25 heures devient non significatif lorsque

les autres variables sont contrôlées, alors que l'effet de travailler peu d'heures devient significatif (mais légèrement) pour les femmes en diminuant leur risque de sortie.

37 Enfin le troisième résultat se rapporte à la variation du risque de quitter le programme dans le temps et de l'effet de l'intensité du travail. Le risque d'abandon est variable dans le temps : il est plus élevé à l'entrée au programme, baisse par la suite, et il peut ré-augmenter par la suite. Par ailleurs, l'impact du fait de travailler au-delà de 25 heures varie aussi pour les hommes en fonction du nombre de mois écoulés dans le programme. Ainsi, si le fait de travailler plus de 25 heures a un effet significatif, cela n'est seulement valide que dans la première année d'inscription. L'abandon rapide et l'impact particulièrement fort de la participation au marché du travail trop grande et précoce au début du programme sont sans doute dus à un défaut d'intégration intellectuelle et sociale des hommes au nouveau programme : l'entrée dans un nouveau programme consiste en une confrontation entre les représentations intellectuelles et professionnelles proposées par les agents éducatifs et les perspectives construites par les étudiants. Par ailleurs, le passage à l'enseignement postsecondaire pose aussi un enjeu d'adaptation au régime éducatif, qui est différent de celui de l'enseignement secondaire et qui peut poser des problèmes pour les hommes ayant mal évalué leurs capacités à concilier le travail et les études. Ces résultats vont dans le sens des théories mettant l'accent sur les difficultés d'intégration sociale et scolaire (Tinto, 1975) ou sur les problèmes d'ajustement à la nouvelle situation d'étude (Terrill/Ducharme, 1994).

VI. Conclusion

38 La majorité des travaux de recherche reposant sur des analyses transversales indiquent que les étudiants qui ne travaillent pas ou qui travaillent au-delà de 25 heures abandonnent plus souvent leurs programmes. Une méthodologie longitudinale, comme celle proposée ici, contribue doublement à l'interprétation de cette relation en "U" entre l'intensité du travail salarié et l'abandon des programmes.

39 Le premier apport de l'analyse longitudinale est de se prononcer sur l'interprétation causale du lien. De ce point de vue, les résultats sont très contrastés selon le sexe du répondant. Pour les hommes, la relation entre un très grand nombre d'heures consacrées au travail salarié et l'abandon semble s'interpréter comme une relation causale du trop grand nombre d'heures travaillées sur l'abandon, alors que pour les femmes il semblerait que la relation s'interprète davantage comme un effet de sélection, les étudiantes commençant à travailler plus lorsque leurs difficultés scolaires semblent insurmontables. Quant à la relation entre le fait de ne pas travailler et l'abandon, elle semble globalement s'interpréter plutôt comme un effet de sélection, les étudiants en difficultés scolaires décidant de se consacrer uniquement à l'étude. Pour les femmes cependant, on observe un effet causal positif d'une faible participation de moins de huit heures par semaine. Ainsi, alors que l'analyse transversale identifie une association entre intensité du travail et abandon, l'analyse longitudinale permet de discriminer entre plusieurs interprétations de cette association, et notamment de départager entre effet causal et effet de sélection.

40 Le deuxième apport de l'analyse longitudinale se rapporte à l'analyse de la variation de l'impact de l'intensité du travail salarié en fonction du nombre de mois écoulés dans le programme. Si travailler au-delà de 25 heures a un effet causal significatif sur l'abandon des hommes, cet effet n'est cependant pas fixe dans le temps : l'effet n'est vraiment significatif que la première année du programme. Ceci confirme le fait que l'effet causal d'une trop grande implication sur le marché du travail est le produit d'un défaut d'intégration intellectuelle et sociale des hommes qui évalueraient mal à l'entrée dans leur programme leurs capacités à concilier le travail et les études. Alors que l'analyse transversale fait l'hypothèse que l'effet de l'intensité du travail est fixe dans le temps, l'analyse longitudinale montre que cet effet n'est pas fixe et qu'en particulier les étudiants

finissent pas mieux gérer leur temps et par savoir combien d'heures ils peuvent travailler davantage sans compromettre la poursuite de leur programme.

41 La lutte contre l'impact négatif du travail rémunéré sur le décrochage au niveau postsecondaire peut être pensée par le biais des politiques éducatives au niveau provincial comme par les actions locales de conciliation entre les études et le travail. L'État provincial peut agir soit par le biais de la fixation des droits de scolarité, soit par le biais du système des prêts-bourses. De ce point de vue, la décision d'augmenter les droits de scolarité risque d'accroître les risques d'abandon ou, à tout le moins, d'augmenter le temps consacré au travail salarié pour beaucoup d'étudiants et d'étudiantes. Les actions locales de conciliation du travail et des études émanent d'une variété d'acteurs, des institutions d'enseignement aux associations de citoyens, et visent à sensibiliser les enseignants et les étudiants (et leurs parents), mais aussi les employeurs. Ainsi le Conseil Régional de Prévention de l'Abandon Scolaire créé en 1996 au Saguenay-Lac Saint Jean a contribué à la mise en place de Mentions d'honneur et de certifications afin de reconnaître les efforts des employeurs qui apportent des changements favorables et durables au sein de leur milieu de travail pour favoriser la conciliation des études et du travail. A cet égard, ce type d'interventions s'inscrit dans la recherche d'une régulation volontaire des employeurs face au travail salarié des étudiants dans un contexte où l'organisation du travail et de l'emploi dans certains secteurs (restauration et commerce de détail par exemple) est de plus en plus structurée sur la base du travail étudiant.

42 L'analyse longitudinale statistique menée ici tend à confirmer l'importance de ce type d'actions et d'interventions de conciliation pour limiter les effets négatifs d'une participation trop intense sur le marché du travail. Néanmoins, notre analyse tend également à montrer l'importance cruciale des actions de promotion de la conciliation travail-études pendant la première année d'études dans le système postsecondaire. De ce point de vue, nos résultats sur l'abandon au niveau postsecondaire militent pour la mise en place de dispositifs de suivi ou de soutien pendant la période de transition entre deux ordres d'enseignement dont les régimes éducatifs sont fort différents.

Bibliographie

BEAUPÈRE N., CHALUMEAU L., GURY N., HUGRÉE C.,
2007 *L'abandon des études supérieures*, Rapport réalisé pour l'OVE, Paris, La Documentation française.

BEFFY M., FOGÈRE D., MAUREL A.,
2009 "L'impact du travail salarié des étudiants sur la poursuite des études universitaires", *Économie et Statistique*, 422, pp. 31-49.
DOI : 10.3406/estat.2009.8017

BEHRMAN J. R., BIRDSHALL N.,
1983 "The Quality of Schooling : Quantity Alone is Misleading", *American Economic Review*, 73/5, pp. 928-946.

BÉRAIL L.,
2007 *Le travail des étudiants. Rapport et avis du Conseil économique et social*, Paris, Les journaux officiels.

BLOSSFELD H. P., ROHWER G.,
2002 *Techniques of Event History Modeling. New Approaches to Causal analysis*, London, Lawrence Erlbaum Associates.

BONIN S.,
2007 *Les étudiants de première génération universitaire – État de la situation à l'Université du Québec*, Québec, Direction de la recherche institutionnelle, Université du Québec.

BOURDON S., VULTUR M.,
2007 *Les jeunes et le travail*, Sainte-Foy, Presses de l'Université Laval.

BOWBLY J., MCMULLEN K.,
2002 *À la croisée des chemins : Premiers résultats pour la cohorte des 18 à 20 ans de l'Enquête auprès des jeunes en transition*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, Statistique.

BOX-STEFFENSMEIER J. M., BRADFORD S. J.,
2004 *Event history modeling. A Guide for social scientists*, Cambridge UK, Cambridge University Press.

BUSHNIK T.,
2003 *Étudier, travailler et décrocher : relation entre le travail pendant les études secondaires et le décrochage scolaire*, Document de recherche n° 4, Ottawa, Éducation, Culture et Tourisme, Statistique Canada.

BUSHNIK T., BARR-TELFORD L., BUSSIÈRE P.,
2004 *À l'école secondaire ou non : premiers résultats du deuxième cycle de l'Enquête auprès des jeunes en transition de 2002*, Document de recherche n° 14, Ottawa, Éducation, Culture et Tourisme, Statistique Canada.

CANNY A.,
2002 "Flexible Labour ? The Growth of Student Employment in the UK", *Journal of Education and Work*, 15, n° 3, pp. 277-301.
DOI : 10.1080/1363908022000012058-2

CHARBONNEAU J.,
2004 "Valeurs transmises, valeurs héritées", in PRONOVOST G., ROYER C. (ed.), *Les valeurs des jeunes*, Québec, Presses de l'Université du Québec, pp. 31-47.
2006 "Réversibilités et parcours scolaires au Québec", *Cahiers internationaux de sociologie*, 120, pp. 111-132.

CONSEIL SUPÉRIEUR DE L'ÉDUCATION,
1995 *Des conditions de réussite au collégial, réflexion à partir du point de vue des étudiants*, Québec, Gouvernement du Québec.

DAGENAIS M., MONTMARQUETTE C., PARENT D., DUROCHER B., RAYMOND F.,
1999 *Travail pendant les études et abandon scolaire : causes, conséquences et politiques d'intervention*, DRHC, Ottawa, Direction générale de la recherche appliquée, Document de recherche R-99-5F.

DANDURAND P.,
1991 "Mouvements de la scolarisation, conditions de vie des étudiants et politiques d'accessibilité à l'université", *Revue des sciences de l'éducation*, 17/3, pp. 437-463.
DOI : 10.7202/900709ar

DANDURAND P., FOURNIER M., HÉTU C.,
1979 *Conditions de vie de la population étudiante universitaire québécoise, rapport soumis à la Commission d'études sur les universités*, Montréal, Département de sociologie, Université de Montréal.

DUMAS S., BEAUCHESNE C.,
1993 *Étudier et travailler ? Enquête auprès des élèves du secondaire sur le travail rémunéré durant l'année scolaire*, Québec, Ministère de l'éducation, Gouvernement du Québec.

DUNDES L., MARX J.,
2006 "Balancing Work and Academics in College : Why Do Students Working 10-19 Hours Per Week Excel ?", *Journal of College Student Retention*, 8/1, pp. 107-120.
DOI : 10.2190/7UCU-8F9M-94QG-5WWQ

ECKERT H.,
2009 "Étudier, travailler... Les jeunes entre désir d'autonomie et contrainte sociale", *Sociologie et sociétés*, 41, pp. 239-261.
DOI : 10.7202/037915ar

FINNIE R., LASCELLES E., SWEETMAN A.,
2005 *Qui poursuit des études supérieures ? L'incidence directe et indirecte des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires*, Document de recherche, n° 237, Direction des études analytiques, Statistique Canada.

GAUTHIER M.,
1997 "Les jeunes et le travail : un terrain mouvant", in DUPUIS J. P., KUZMINSKI A., *Sociologie de l'économie, du travail et de l'entreprise*, Montréal, Gaëtan Morin Éditeur, pp. 245-286.

GREENBERGER E., STEINBERG L.,
1986 *When Teenagers Work : The Psychological and Social Costs of Adolescent Employment*, New York, Basic Books.

HODGSON A., SPOURS K.,
2001 "Part-time Work and Full-time Education in the UK : The Emergence of a Curriculum and Policy Issue", *Journal of Education and Work*, 14, 3, pp. 377-88.
DOI : 10.1080/13639080120086157

HOSMER D.W., LEMESHOW S.,
2008 *Applied Survival Analysis : Regression Modeling of Time to Event Data*, New York NY, John

Wiley and Sons, 2nd edition.

JETTÉ M.,

2001 *Je travaille, tu étudies, nous sommes étudiants. La conciliation études/travail chez les étudiants et les étudiantes de premier cycle de l'Université Laval*, Mémoire de maîtrise, Université Laval, faculté des sciences sociales, Québec.

McKECHNIE J., HOBBS S.,

2001 "Work and Education : Are they Compatible for Children and Adolescents ?" , in POLE C., MIZEN P., BOLON A. (eds.), *Hidden Hands : International Perspectives on Children's Work and Labour*, London, Falmer Press, pp. 9-23.

McKECHNIE J., HOBBS S., SIMPSON A., ANDERSON S., HOWIESON C., SEMPLE S.,

2010 "School Students Part-time Work : Understanding what they Do", *Journal of Education and Work*, 23, 2, pp. 161-175.

MOLGAT M.,

2007 "Les formes de soutien parental à l'insertion professionnelle. Le cas des jeunes ayant abandonné leurs études secondaires ou collégiales", in BOURDON S., VULTUR M., *Regard sur... les jeunes et le travail*, Québec, PUL, Les éditions de L'IQRC, pp. 89-110.

MORTIMER J.,

2003 *Working and Growing up in America*, Cambridge, Harvard University Press.

MOTTE A., SCHWARTZ S.,

2009 *Are Student Employment and Academic Success Linked ?*, Millennium Research Note 9, Canada Millennium Scholarship Foundation, http://www.millenniumships.ca/images/Publications/090415_Student_Employment_RN9.pdf

MOULIN S.

2010 "Statistical Categorization of Young People's Entry into the Labour Market : a France/Canada Comparison", *International Journal of Comparative Sociology*, 51(1-2), pp. 85-110.

DOI : 10.1177/0020715209344681

POIRIER D.,

1990 *Les conditions de vie et d'études des étudiantes et étudiants de premier cycle à temps complet à l'UQAM*, Mémoire de maîtrise, Université du Québec, Montréal.

RAO J. N. K., WU C. F. J.,

1988 "Resampling Inference with Complex Survey Data", *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 231-241.

DOI : 10.1080/01621459.1988.10478591

ROBERGE A.,

1997 "Le travail salarié pendant les études", in GAUTHIER M., BERNIER L., *Les 15-19 ans. Quel présent ? Vers quel avenir ?*, Québec, Les Presses de l'Université Laval-les Éditions de l'IQRC, Collection culture et société, pp. 89-114.

ROSEMARY L., LAMMONT N.,

1998 "Combining Work and Study : an Empirical Study of Full-time Students in School, College and University", *Journal of Education and Work*, 11, n° 1, pp. 41-56.

ROY J.,

2006 *Les logiques sociales et la réussite scolaire des Cégépiens*, Québec, Les Presses de l'Université Laval-les Éditions de l'IQRC, Coll. "Regards sur la jeunesse du monde".

2008 "Le travail rémunéré pendant les études au cégep : un laboratoire sociétal", *Recherches sociographiques*, 49, n° 3, pp. 501-521.

ROY J., MAINGUY N.,

2005 *Étude comparée sur la réussite scolaire en milieu collégial selon une approche d'écologie sociale*, Sainte Foy, CEGEP de Sainte Foy-Observatoire jeunes et sociétés.

SANDRA F.,

2003 "Studying and Working : The Busy Lives of Students with Paid Employment", *Canadian Social Trends*, n° 1, pp. 22-25.

SCHOENHALS M., TIENDA M., SCHNEIDER B.,

1998 "The Educational and Personal Consequences of Adolescent Employment", *Social Forces*, 77, pp. 723-762.

DOI : 10.2307/3005545

SHAIENKS D., GLUSZYNSKI T., BAYARD J.,

2008 *Postsecondary Education Participation and Dropping Out : Differences Across University, College and Other types of Postsecondary institutions*, Ottawa, Statistics Canada.

STAFF J., SCHULENBERG J., BACHMAN J.,

2010 "Adolescent Work Intensity, School performance, and Academic Engagement", *Sociology of*

Education, 83, pp. 183-200.

DOI : 10.1177/0038040710374585

STATISTIQUE CANADA,

2007 *Enquête auprès des jeunes en transition (EJET)*, Cohorte B (24 à 26 ans), Guide de l'utilisateur, Cycle 4, Novembre 2007.

STEARNS E., GLENNIE E.,

2006 "When and Why Dropouts Leave High School", *Youth and Society*, 38, pp. 29-57.

DOI : 10.1177/0044118X05282764

STERN D., BRIGGS D.,

2001 "Does Paid Employment Help or Hinder Performance in Secondary School ? Insights from US High School Students", *Journal of Education and Work*, 14, pp. 355-372.

DOI : 10.1080/13639080120086148

STINEBRICKNER R., STINEBRICKNER T. R.,

2003 "Working during School and Academic Performance", *Journal of Labor Economics*, 21, 2, pp. 473-91.

DOI : 10.1086/345565

TERRILL R., DUCHARME R.,

1994 *Passage secondaire-collégial : caractéristiques étudiantes et rendement scolaire*, Montréal, Service régional de l'admission du Montréal métropolitain.

TINTO V.,

1993 *Leaving College : Rethinking the causes and Cures of Student Attrition*, Chicago/London, University of Chicago Press.

VAN DE VELDE C.,

2008 *Devenir adulte : sociologie comparée de la jeunesse en Europe*, Paris, PUF, Le lien social.

VIGNEAULT M.,

1993 *La pratique études-travail : les effets ?*, Laval, Collège Montmorency.

WARREN J.,

2002 "Reconsidering the Relationship between Student Employment and Academic Outcomes : a New Theory and Better Data", *Youth and Society*, 33, pp. 366-393.

DOI : 10.1177/0044118X02033003002

ZEMAN K., KNIGHTON T., BUSSIÈRE P.,

Aperçu des cheminements liés aux études et au marché du travail des jeunes Canadiens de 20 à 22 ans, Ottawa, Statistique Canada, Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation, Documents de recherche.

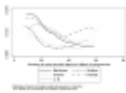
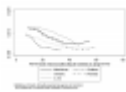
Notes

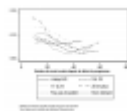
1 La réalisation de ce texte a été rendue possible grâce à des subventions de la Fondation canadienne des bourses d'études du Millénaire et du Conseil de recherche en sciences sociales du Canada (CRSH).

2 Le cégep (collège d'enseignement général et professionnel) est une institution scolaire particulière au Québec qui dispense des programmes d'enseignement pré-universitaire et des programmes de formation technique. Les étudiants y accèdent après les études secondaires. Ils choisissent les études pré-universitaires, s'ils désirent poursuivre leurs études à l'université. Toutefois, il est de plus en plus facile pour les étudiants de l'enseignement technique de poursuivre des études universitaires.

3 Le plan d'échantillonnage de l'EJET exclut les populations qui habitent les trois territoires, les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées.

Table des illustrations

	Titre	Figure 1 : Taux de sortie bruts par région-Hommes
	URL	http://journals.openedition.org/rsa/docannexe/image/723/img-1.png
	Fichier	image/png, 25k
	Titre	Figure 2 : Taux de sortie bruts par région-Femmes
	URL	http://journals.openedition.org/rsa/docannexe/image/723/img-2.png
	Fichier	image/png, 25k
		Figure 3 : Taux de sortie bruts par nombre d'heures travaillées par semaine



Titre	– Hommes.
URL	http://journals.openedition.org/rsa/docannexe/image/723/img-3.png
Fichier	image/png, 108k

Pour citer cet article

Référence papier

Stéphane Moulin, Pierre Doray, Constanza Street, Benoît Laplante et Canisius Kamanzi, « Intensité du travail salarié et abandon des études universitaires au Canada », *Recherches sociologiques et anthropologiques*, 42-2 | 2011, 51-72.

Référence électronique

Stéphane Moulin, Pierre Doray, Constanza Street, Benoît Laplante et Canisius Kamanzi, « Intensité du travail salarié et abandon des études universitaires au Canada », *Recherches sociologiques et anthropologiques* [En ligne], 42-2 | 2011, mis en ligne le 07 juin 2012, consulté le 03 novembre 2019. URL : <http://journals.openedition.org/rsa/723> ; DOI : 10.4000/rsa.723

Cet article est cité par

- Alladatin, Judaïc. Akakpo, Ronel. Houéssigbé, Anselme. (2018) Conciliation études-travail rémunéré : cas des adolescent.e.s et jeunes de la commune de Tchaourou au Bénin. *Éducation et socialisation*. DOI: 10.4000/edso.5398
- Laberge, Luc. Ledoux, Élise. Auclair, Julie. Gaudreault, Marco. (2014) Determinants of Sleep Duration Among High School Students in Part-Time Employment. *Mind, Brain, and Education*, 8. DOI: 10.1111/mbe.12061

Auteurs

Stéphane Moulin

Professeur. Centre interuniversitaire de recherche sur la science et la technologie. Département de sociologie de l'Université de Montréal. stephane.moulin@umontreal.ca

Pierre Doray

Professeur. Centre interuniversitaire de recherche sur la science et la technologie. Département de sociologie de l'UQAM. doray.pierre@uqam.ca

Articles du même auteur

Présentation. La condition étudiante : regards longitudinaux [Texte intégral]

Paru dans *Recherches sociologiques et anthropologiques*, 42-2 | 2011

Constanza Street

Candidate au doctorat. Centre Urbanisation Culture Société de l'Institut national de la recherche scientifique. Constanza.Street@UCS.INRS.Ca

Benoît Laplante

Professeur. Centre Urbanisation Culture Société de l'Institut national de la recherche scientifique. Benoit.Laplante@UCS.INRS.Ca

Canisius Kamanzi

Agent de recherche. Centre interuniversitaire de recherche sur la science et la technologie. kamanzi.pierre_canisius@uqam.ca

Droits d'auteur



Les contenus de la revue *Recherches sociologiques et anthropologiques* sont disponibles selon les termes de la Licence Creative Commons Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale - Pas de Modification 4.0 International.