



CIRANO

*Allier savoir et décision*

# Interruption des études secondaires et postsecondaires au Canada: une analyse dynamique

BERNARD FORTIN

MARCELIN JOANIS

SAFA RAGUED

2019RP-11  
RAPPORT DE PROJET



## **CIRANO**

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec.

*CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act.*

### **Les partenaires du CIRANO**

#### **Partenaires corporatifs**

Autorité des marchés financiers  
Banque de développement du Canada  
Banque du Canada  
Banque Laurentienne  
Banque Nationale du Canada  
Bell Canada  
BMO Groupe financier  
Caisse de dépôt et placement du Québec  
Canada Manuvie  
Énergir  
Hydro-Québec  
Innovation, Sciences et Développement économique Canada  
Intact Corporation Financière  
Investissements PSP  
Ministère de l'Économie, de la Science et de l'Innovation  
Ministère des Finances du Québec  
Mouvement Desjardins  
Power Corporation du Canada  
Rio Tinto  
Ville de Montréal

#### **Partenaires universitaires**

École de technologie supérieure  
École nationale d'administration publique  
HEC Montréal  
Institut national de la recherche scientifique  
Polytechnique Montréal  
Université Concordia  
Université de Montréal  
Université de Sherbrooke  
Université du Québec  
Université du Québec à Montréal  
Université Laval  
Université McGill

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web.

**ISSN 1499-8629 (Version en ligne)**

© 2019 Bernard Fortin, Marcelin Joanis, Safa Ragued. 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, if full credit, including © notice, is given to the source.*



# Interruption des études secondaires et postsecondaires au Canada: une analyse dynamique\*\*

Bernard Fortin \*  
Marcelin Joanis †  
Safa Ragued ‡

Août 2019

## Résumé

Cette recherche présente une analyse des trajectoires dynamiques des individus entre les épisodes d'étude et de décrochage aux niveaux secondaire et postsecondaire. Nous évaluons l'impact des caractéristiques individuelles, du taux de chômage et de plusieurs variables de politique publique sur le taux (risque) de décrochage et sur celui de retourner aux études. Notre recherche se base sur des données de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) de Statistique Canada. Nous effectuons une analyse distincte pour les jeunes hommes et les jeunes femmes. Notre étude repose sur un modèle à risques proportionnels multi-états multi-épisodes avec hétérogénéité. Chez les hommes, nos estimations montrent entre autres qu'atteindre l'âge légal pour quitter les études augmente le taux de décrochage au secondaire d'environ 60%. Une augmentation de 10% du ratio entre le salaire minimum et le salaire moyen réduit de 12% le taux de retour aux études secondaires après un épisode de décrochage. De plus, une hausse de 10% des frais de scolarité entraîne une augmentation du taux d'interruption au postsecondaire de 1,5% ainsi qu'une réduction de plus de 3% du risque d'entreprendre des études postsecondaires chez les hommes. Chez les femmes, une même augmentation des frais de scolarité accroît le risque d'interruption au postsecondaire de 1,7%.

**Mots-clés :** Décrochage scolaire, interruption des études, frais de scolarité, salaire minimum, âge légal de fréquentation scolaire, modèle de transition.

**Classification JEL :** C14, C21, C26, C31, C41, I21, I23, I26.

\*Département d'économie, Université Laval, CIRANO, CRREP, Titulaire de la Chaire Industrielle Alliance sur les enjeux économiques des changements démographiques.

†Département de mathématiques et de génie industriel, Polytechnique Montréal, Directeur du Groupe de recherche en Gestion et mondialisation de la technologie (GMT), Vice-président à la recherche du CIRANO.

‡Département d'économie, Université Laval, CIRANO.

\*\*Nous remercions Marie Albertine Tamtchouong pour son aide dans la programmation du modèle économétrique ainsi que Claude Montmarquette pour ses commentaires fort pertinents.

## FAITS SAILLANTS

1. Le décrochage scolaire au niveau secondaire peut entraîner des coûts importants pour les étudiants et la société en général.
2. Au niveau secondaire, le Ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (MEES), rapporte qu'au Québec, le taux de décrochage dans le réseau public s'élevait à 17,8% en 2012-2013 (21,9% pour les garçons et 13,9% pour les filles).
3. L'abandon des études postsecondaires est également un problème important et demeure peu étudié. Au Canada, 20 à 25% des étudiants abandonnent leurs études postsecondaires au cours de leur première année d'étude et 20 à 30% le font au début de leur deuxième année. Le taux d'abandon est encore plus élevé dans les programmes de formation à distance et chez les étudiants inscrits à temps partiel. Quant au Québec, 20,2% des étudiants à temps plein et 30,4% des étudiants à temps partiel abandonnent leurs études universitaires (MELS 2008). Au niveau collégial, le taux d'abandon est de 27%.
4. Il est important de tenir compte du fait que la décision d'abandonner les études n'est pas toujours définitive. Certains étudiants décident de se retirer temporairement des études pour diverses raisons (travail, voyage, maladie, problèmes financiers, changement de programme ou d'établissement, *etc.*).
5. Selon une étude canadienne (Raymond 2008), environ 35% des femmes qui avaient décroché au secondaire étaient retournées à l'école, comparativement à 26% des hommes. Au niveau postsecondaire, environ 40% du décrochage universitaire et 54% du décrochage collégial sont temporaires.
6. Si l'épisode de décrochage se prolonge, ceci peut influencer le taux (ou risque) de retour aux études. Les aspects dynamiques du décrochage jouent ainsi un rôle très important dans l'analyse du phénomène.
7. L'abandon des études et la durée du décrochage ne sont pas le fruit d'un hasard. Il dépend des caractéristiques observables et inobservables des individus et de leur environnement.
8. Notre étude vise deux objectifs : 1) élargir l'analyse de la participation aux études à un cadre dynamique de façon à permettre de mieux comprendre le décrochage ou l'abandon scolaire aux niveaux secondaire et

postsecondaire, et 2) analyser les facteurs (caractéristiques personnelles observables et non observables, variables macroéconomiques, variables de politiques publiques, variable de tendance) influençant les trajectoires de décrochage scolaire.

9. Une contribution importante de notre étude réside dans l'utilisation de données canadiennes récentes provenant de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) de Statistique Canada. Cette enquête longitudinale brosse un portrait précis des jeunes Canadiens. La population d'enquête comprend les personnes qui fréquentaient toutes formes d'établissement scolaire dans l'une des dix provinces du Canada.
10. Nous utilisons les données fournies par la cohorte A (cohorte âgée de 15 ans en 2000) pour la période s'étendant de janvier 2000 à décembre 2009 (10 ans). Notre échantillon compte 5 532 individus (2 629 hommes et 2 903 femmes).
11. Notre approche économétrique, fondée sur les modèles de durée, est utilisée pour effectuer l'analyse dynamique du décrochage scolaire. Celle-ci repose en particulier sur un modèle à risques proportionnels multi-états multi-épisodes en temps continu. Certains résultats prennent en compte l'hétérogénéité inobservée provenant du fait que certaines caractéristiques individuelles (p. ex., goût pour les études, stress de performance scolaire) sont inobservables et corrélées entre états.
12. Nos résultats principaux mettent en évidence l'impact de certaines politiques publiques sur le décrochage et le retour aux études.
13. Atteindre l'âge légal de fréquentation scolaire augmente le taux de décrochage au secondaire d'environ 60% chez les hommes. Hausser cet âge apparaît donc comme un puissant mécanisme pour retarder l'âge auquel les jeunes hommes quittent leurs études.
14. Chez les hommes, Une augmentation de 10% du ratio entre le salaire minimum et le salaire moyen dans une province s'accompagne d'une baisse de 12% du risque de retourner aux études secondaires après un épisode de décrochage (élasticité de -1,2).
15. Une hausse des frais de scolarité a un impact sur le risque d'interruption des études tant chez les hommes que chez les femmes. Selon nos résultats principaux, une hausse de 10% des frais de scolarité entraîne une augmentation du risque d'interruption au postsecondaire de 1,5% chez les hommes (élasticité de 0,15) et de 1,7% chez les femmes (élasticité de 0,17).

16. Chez les hommes, les frais de scolarité ont un impact négatif sur le risque d'entreprendre des études postsecondaires après le diplôme secondaire. Une hausse de 10% des frais entraîne une réduction de 3% du risque d'entreprendre des études postsecondaires (élasticité de 0,3). Cet effet délétère d'une hausse des frais de scolarité sur la persévérance scolaire ne semble toutefois pas présent pour les femmes.
17. Selon nos résultats, une hausse des frais de scolarité augmente le risque d'entreprendre des études postsecondaires chez les femmes. Ce résultat inattendu pourrait s'expliquer par le fait que les femmes interprètent cette hausse comme correspondant à un niveau plus élevé dans la qualité du programme.
18. Une hausse d'une unité de pourcentage du taux de chômage chez les jeunes femmes augmente de 0,04% par mois le taux d'abandon des études postsecondaires. Cet effet peut s'expliquer par une baisse du revenu familial rendant plus difficile le financement des études. Une autre explication est que cette hausse diminue le taux de rendement espéré des études dans la mesure où la jeune femme perçoit l'augmentation du chômage comme étant de long terme.
19. La variable de tendance pour le Québec indique qu'un mois (un an) additionnel a pour effet de hausser chez les jeunes femmes le risque de poursuivre les études au postsecondaire après le diplôme secondaire de 0,7% (de 8,7%). Ce résultat est tout à fait cohérent avec le fait que les jeunes filles au Québec ont eu de plus en plus tendance à entreprendre des études avancées avec le temps. On observe ainsi un rattrapage par rapport aux jeunes hommes puisque la variable de tendance correspondante n'est pas significative dans leur cas.

## Introduction

Le décrochage scolaire désigne le fait d'abandonner un parcours scolaire avant l'obtention d'un diplôme ou d'une qualification. Quelle qu'en soit la durée, le décrochage scolaire peut entraîner des coûts importants pour les étudiants et la société en général. Pour les étudiants, ceux qui choisissent d'emprunter des parcours scolaires atypiques peuvent en effet affronter des perspectives professionnelles moins intéressantes en raison d'un capital humain plus limité ou obsolète (détérioration avec le temps de sa valeur) et d'un effet de signal négatif aux employeurs potentiels (p. ex., Fortin & Raguéd 2017). Par ailleurs, le décrochage scolaire peut engendrer des bénéfices pour certains individus qui ont de sérieuses difficultés à l'école, qui souffrent d'anxiété ou de stress de performance ou encore qui possèdent un fort avantage comparé pour le travail manuel ou non qualifié sur le marché de l'emploi. Pour la société, le décrochage des études comporte entre autres des coûts importants (au-delà de ceux supportés par l'étudiant) en matière d'externalités reliées aux effets positifs de l'éducation sur la croissance économique, la démocratie, la lutte contre la criminalité et la santé publique (voir Castro & Poitevin 2014).

Dans la mesure où la proportion d'étudiants désavantagés est en croissance (Santiago et al. 2008), un faible taux de persévérance risque également d'exacerber des inégalités sociales. Il en découle des conséquences négatives pour la société dans la mesure où de telles inégalités sont perçues comme étant à la source d'un coût social non négligeable.

Sachant que les individus se doivent d'être de plus en plus scolarisés pour satisfaire aux besoins du marché du travail en transformation (Barr-Telford et al. 2003), mieux connaître les causes des trajectoires discontinues de scolarisation est important du point de vue des politiques publiques, et ce, d'autant plus qu'il existe peu de travaux empiriques sur le sujet.

La quantification même du décrochage scolaire présente des défis méthodologiques. Les variations entre les différents types de données et entre l'information colligée d'une source à l'autre peuvent conduire à des mesures différentes de taux de décrochage. Selon le Ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (MEES), au Québec, le taux de décrochage au secondaire dans le réseau public s'élevait à 17,8% en 2012-2013<sup>1</sup> (21,9% pour les garçons et 13,9% pour les filles). Or, bien que les données administratives couvrent toute la population d'élèves, elles ne permettent pas toujours d'isoler le phénomène du décrochage scolaire des autres causes de sortie comme l'émigration. Les données d'enquête ne présentent pas cette limite, mais elles ne recensent pas tous les élèves. Il en découle que les données administratives ont tendance à surestimer le taux de décrochage alors que les données d'enquête ont tendance à le sous-estimer. Les données de recensement, qui souffrent moins de ces problèmes, auront tendance

---

1. Le taux de décrochage au secondaire est défini comme étant la proportion annuelle d'élèves quittant les études secondaires sans diplôme ni qualification.

à fournir une mesure plus fiable du taux de décrochage<sup>2</sup>.

En outre, la définition du taux de décrochage varie d'une source de données à l'autre. Au Québec, pour désigner le décrochage scolaire, on utilise le taux de sortie sans diplôme ni qualification, parmi les élèves sortant du secondaire en formation générale des jeunes, au cours d'une année donnée. Ce taux est calculé annuellement par le MEES. Toutefois, selon l'Enquête sur la population active (EPA) de Statistique Canada, le taux de décrochage scolaire est défini par la proportion des 20 à 24 ans sans diplôme d'études secondaires et ne fréquentant pas l'école. Au Canada, ce taux était de 6,6% pour les femmes (8,3% au Québec) et 10,3% pour les hommes (13,9% au Québec) en 2009.

Si le problème de décrochage au secondaire a déjà fait l'objet d'une vaste littérature, l'abandon des études postsecondaires, également un problème important, demeure peu étudié<sup>3</sup>. Bien que le niveau de participation aux études postsecondaires ait augmenté chez les jeunes Canadiens, certains choisissent d'abandonner l'école avant d'obtenir leur diplôme. Au Canada, 20% à 25% des étudiants abandonnent leurs études postsecondaires au cours de leur première année d'étude (Grayson & Grayson 2003) et 20% à 30% le font au début de leur deuxième année (CCA 2008). Le taux de décrochage est encore plus élevé dans les programmes de formation à distance et chez les étudiants inscrits à temps partiel. Quant au Québec, 20,2% des étudiants à temps plein et 30,4% des étudiants à temps partiel abandonnent leurs études universitaires (MELS 2008). Au niveau collégial, le taux de décrochage est de 27%.

Cependant, il est important de tenir compte du fait que la décision d'abandonner les études est loin d'être toujours définitive. Certains étudiants décident de se retirer temporairement des études pour diverses raisons (travail, voyage, maladie, problèmes financiers, changement de programme ou d'établissement, *etc.*). Ces étudiants ne font qu'interrompre temporairement leurs études. À partir des données de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), Lambert et al. (2004) trouvent que près de 40% des jeunes qui avaient abandonné leurs études postsecondaires en date de décembre 1999 les avaient déjà reprises deux ans plus tard. En utilisant la même base de données, Finnie & Qiu (2008) rapportent qu'environ 40% du décrochage universitaire et 54% du décrochage collégial sont temporaires. Il se peut également que les décrocheurs au secondaire aient quitté l'école en comptant y retourner pour achever leurs études après une absence temporaire. À partir des données des deux premiers cycles de l'EJET (cohorte B), Raymond (2008) trouve qu'environ 35% des femmes âgées de 20

---

2. Selon Raymond (2008), les données du recensement de 2001 indiquent un taux de décrochage de 13,7% chez les 20 à 24 ans, tandis que Bowlby (2005) obtient un taux de 11% pour l'année scolaire 2000-2001 à partir des données de l'Enquête sur la population active.

3. Au niveau postsecondaire, il est plus courant d'utiliser les termes « interruption » ou « abandon » plutôt que « décrochage ». Cependant, il est courant que les écrits, incluant le présent rapport, emploient le terme « décrochage » pour désigner à la fois les sortants des études secondaires et postsecondaires.

à 24 ans qui avaient décroché étaient retournées à l'école, comparativement à 26% des hommes.

Ces chiffres confirment la diversité des trajectoires scolaires suivies par les étudiants canadiens. Les itinéraires de formation de ces derniers conjuguent souvent des épisodes de scolarisation et de décrochage. Si l'épisode de décrochage se prolonge, ceci peut influencer le taux de retour aux études. Il est en effet possible que l'individu devienne de moins en moins susceptible de retourner aux études et qu'il devienne ainsi un décrocheur permanent. Il en ressort que la durée d'interruption des études joue un rôle important dans la décision de réinscription. Par ailleurs, des études ont montré que les chances pour un décrocheur de reprendre ses études et d'obtenir un diplôme augmentent avec la durée pendant laquelle il était inscrit à l'école avant de décrocher (Eckland 1964). Les aspects dynamiques du décrochage jouent ainsi un rôle très important dans l'analyse du phénomène.

L'abandon des études et la durée du décrochage ne sont pas le fruit d'un hasard. Ils peuvent ainsi dépendre des caractéristiques observables et inobservables des individus et de leur environnement. Ainsi, des variables observables comme le sexe, l'âge, la région, l'environnement familial (par exemple, la scolarité et le niveau socioéconomique des parents), le taux de chômage, de même que des variables de politique publique telles que les frais de scolarité, l'aide financière aux étudiants, le salaire minimum et l'âge de fréquentation scolaire obligatoire, peuvent influencer les trajectoires scolaires des individus. De la même façon, des variables inobservables telles que la motivation à l'étude et l'aversion au stress des examens peuvent aussi influencer ces itinéraires.

Notre étude vise deux objectifs : 1) élargir l'analyse de la participation aux études à un cadre dynamique de façon à permettre de mieux comprendre le décrochage ou l'abandon scolaire aux niveaux secondaire et postsecondaire, et 2) analyser les facteurs (caractéristiques personnelles observables et non observables, variables macroéconomiques, tendance, variables de politiques publiques) influençant les trajectoires de décrochage scolaire.

S'agissant du premier objectif, il importe d'abord de souligner que la littérature s'appuie en général sur une approche statique pour analyser la décision d'abandonner les études. Les chercheurs traitent souvent ce choix comme s'il était fait à un moment donné et de façon permanente. Cependant, la décision de décrocher n'est pas nécessairement un choix irrévocable (p. ex., Fortin & Ragué 2017). Les individus qui choisissent de quitter l'école à un moment donné de leur vie continuent à avoir l'option de retourner aux études à chaque période subséquente. Notre approche dynamique permet d'étudier les trajectoires scolaires des individus de façon beaucoup plus appropriée.

La figure 1 montre la complexité des parcours scolaires des individus et met en évidence certains défis statistiques qui doivent être abordés (censure à droite,

par exemple)<sup>4</sup>. Cette figure illustre les historiques de deux individus fictifs A et B. L'individu termine ses études secondaires sans décrocher. Juste après l'obtention de son diplôme secondaire, il entame des études postsecondaires qu'il termine sans interruption. Une fois que son programme d'études est terminé, il entre sur le marché de travail. Cette dernière période n'est pas totalement observable en raison de la censure à droite. Quant à l'individu B, il décroche temporairement du secondaire puis retourne à l'école pour finir son diplôme. Il décide ensuite de retarder son accès aux études postsecondaires et ne les entame qu'après un certain délai. Une fois inscrit au postsecondaire, il abandonne son programme d'études avant de le reprendre quelque temps plus tard. Cette dernière période est censurée à droite.

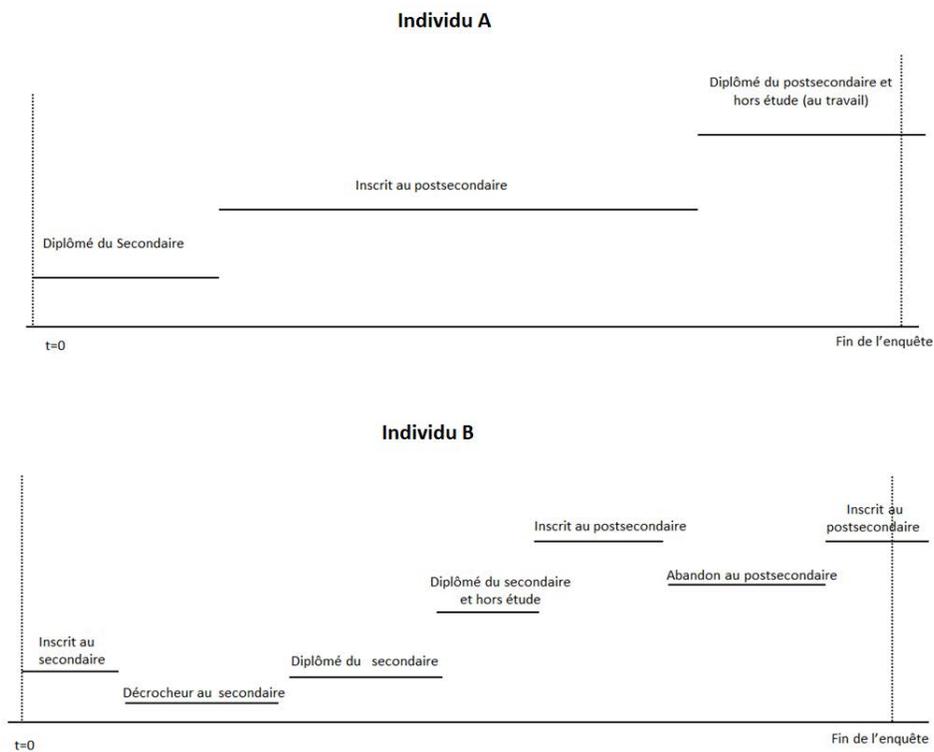


FIGURE 1 – Historique scolaire de deux individus fictifs

Cette figure montre qu'un individu peut passer par plusieurs états et qu'un

4. La censure à droite apparaît lorsque la durée d'une période excède la fin de l'enquête et donc n'est pas totalement observable. Par ailleurs, il n'y a pas de censure à gauche dans nos données car tous les individus de l'échantillon ont 15 ans au début de l'enquête, sont inscrits au secondaire. De plus, l'information concernant l'année à laquelle ils ont débuté leurs études secondaires est disponible.

état peut être répété. Cela motive le choix de notre modèle économétrique. Plus précisément, nous cherchons à estimer un modèle de transition multi-états multi-épisodes afin d’analyser les trajectoires de présence et d’absence aux études. Notre approche nous permet l’analyse des transitions dynamiques des individus entre différents états (à l’école, hors étude, etc.). Nous estimerons également le taux de reprise des études des décrocheurs en fonction de la durée des épisodes d’interruption scolaire.

Notre deuxième objectif vise à évaluer, à partir de notre modèle dynamique de transition, l’impact des caractéristiques individuelles observables et inobservables, des variables macroéconomiques (taux de chômage), de plusieurs variables politiques telles que le salaire minimum, les frais de scolarité et l’âge de fréquentation scolaire obligatoire ainsi qu’une variable de tendance sur le taux de décrochage et sur celui de retour aux études.

Nos résultats sont directement reliés à nos objectifs. Ils permettent de mieux comprendre les facteurs qui influencent les trajectoires d’étude et de décrochage. Plus particulièrement, ils nous permettent d’analyser l’impact de politiques publiques sur de telles trajectoires.

Une contribution importante de notre étude réside dans l’utilisation de données canadiennes récentes provenant de l’EJET. Cette enquête longitudinale brosse un portrait précis des jeunes Canadiens et documente leur situation reliée à leurs études sur la base de vagues réalisées tous les deux ans. Un autre apport de notre analyse est qu’elle est ventilée selon le genre. Des résultats différenciés selon le genre permettent d’indiquer si des mesures différentes doivent être prises pour lutter contre l’abandon scolaire chez les jeunes hommes et les jeunes femmes. Notre approche économétrique, fondée sur les modèles de transition, constitue également un apport méthodologique utile pour l’analyse dynamique du phénomène du décrochage scolaire.

Le présent document est organisé comme suit. Nous présentons d’abord une revue de littérature. Nous décrivons ensuite l’ensemble de données de l’EJET utilisées pour l’analyse. La section 3 définit notre échantillon, nos variables et les différents états et transition retenus dans l’analyse. La section 4 présente les statistiques descriptives. L’approche économétrique utilisée est discutée à la section 5. Nous présentons les résultats à la section 6. Nous concluons dans la dernière section.

## 1 Revue de littérature

### 1.1 Études canadiennes

Dans une étude qui se rapproche de la nôtre sur les plans méthodologique et géographique, Hansen & Liu (2013) développent et estiment un modèle structu-

rel dynamique des décisions scolaires à partir des données de l'EJET. Ils étudient le rôle des variables du milieu familial, des acquis cognitifs et des salaires futurs dans la formation des résultats scolaires au Canada. Leurs résultats suggèrent que le revenu parental a peu d'effet sur le niveau de scolarité des jeunes alors que d'autres variables financières jouent un rôle plus important sur leur scolarisation postsecondaire. Par exemple, la fréquentation scolaire diminuera au fur et à mesure que les frais de scolarité augmenteront. Cette diminution est plus prononcée chez les hommes que chez les femmes (9% contre 6,5%).

Hansen et Liu (2013) simulent également l'impact des changements dans les scores de lecture du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA). Ils constatent que si l'écart type des scores des tests augmente d'une unité, la fréquentation postsecondaire augmente de 10,2% chez les hommes et de 6,6% chez les femmes. Ce changement conduit également à une baisse du taux de décrochage de 3,2% chez les hommes et de 2,8% chez les femmes. De plus, leur modèle prévoit qu'une augmentation de 25% des salaires futurs des jeunes étudiants affectera leurs décisions scolaires présentes en augmentant la fréquentation postsecondaire de 2,2% pour les hommes et de 3,1% pour les femmes. Leur étude conclut que les écarts éducatifs entre les individus dépendent de manière importante des acquis cognitifs, de l'éducation parentale et de l'écart entre les rendements de la scolarité.

Notre approche généralise leur étude en ce qu'elle prend en considération l'impact de variables macroéconomiques ainsi que des paramètres de politiques publiques tels que le salaire minimum et l'âge de fréquentation scolaire obligatoire. Par ailleurs, notre approche économétrique est de forme réduite fondée sur un modèle de risque multi-états multi-épisodes alors que le modèle de Hansen et Liu (2013) se base sur une approche structurelle. Celle-ci suppose que l'individu fait ses choix scolaires en maximisant sous contraintes une fonction d'utilité intertemporelle.

Laplante et al. (2010) s'intéressent particulièrement aux parcours discontinus et vise à identifier les facteurs qui favorisent le retour aux études postsecondaires après l'obtention du premier diplôme postsecondaire ou après une sortie sans diplôme. Deux modalités ont été examinées : le retour aux études dans un programme universitaire ou préuniversitaire et le retour dans un programme de formation professionnelle. Plus spécifiquement, ils tentent de mesurer à quel moment le retour aux études postsecondaires est plus fréquent, ainsi que les facteurs qui influencent ce retour. Leur objectif est de déterminer, à partir de données récentes, si le retour aux études chez les jeunes Canadiens varie en fonction du temps et dans quelle mesure il est influencé par la scolarité antérieure, les caractéristiques sociodémographiques et les conditions de vie. Les auteurs utilisent les données de la cohorte B de l'EJET (jeunes âgés de 18 ans à 20 ans au 31 décembre 1999). Leur période d'observation couvre les années 1999 à 2005. Autrement dit, ils utilisent les quatre premiers cycles de l'enquête. Pour la cohorte B, il existe un 5<sup>e</sup> cycle qui n'était pas disponible au moment de leur étude.

Laplante et al. (2010) utilisent un modèle à temps discret au moyen d'une régression logistique polytomique afin d'examiner séparément la situation des répondants ayant quitté le système avec un diplôme et celle des répondants qui ont quitté sans diplôme. Leur étude suppose qu'un individu a quitté les études quand il a passé deux trimestres sans s'inscrire à un programme d'études post-secondaires. Autrement dit, les auteurs n'étudient pas le retour aux études à partir du moment de la fin des études, mais bien à partir du début du troisième trimestre qui suit la fin des études. Leur modèle ne permet pas de tenir compte de toute la complexité du problème étant donné que les auteurs n'estiment pas une seule paire d'équations (une pour le retour aux études dans un programme universitaire et une pour le retour aux études dans un programme professionnel). Ils estiment plutôt plusieurs équations dont les coefficients associés aux mêmes variables dans les différentes équations sont comparés entre eux.

Ainsi, la première conclusion qui se dégage de l'étude de Laplante et al. (2010) est que le retour aux études chez les jeunes Canadiens varie en fonction du temps écoulé depuis la fin des études. Ainsi, plus la durée de l'interruption ou de l'arrêt est longue, moins le retour est probable. La deuxième conclusion est que le retour aux études est influencé par la scolarité antérieure. Il est plus élevé chez les jeunes qui sont sortis sans avoir obtenu le diplôme que chez les diplômés. La troisième conclusion est qu'il existe un lien significatif entre les caractéristiques sociodémographiques de l'individu, ses conditions de vie et la décision de retourner aux études. Par ailleurs, comme les auteurs le soulignent, leur étude s'est limitée à décrire le portrait des étudiants en situation de retour aux études, sans aborder les motivations des adultes à reprendre les études après une période d'interruption.

Raymond (2008) estime un modèle de probabilité linéaire pour analyser le retour aux études secondaires. Elle trouve que les femmes décrochent moins que les hommes et qu'elles sont aussi proportionnellement plus nombreuses (35%) que les hommes (26%) à retourner aux études. Il ressort de son analyse que très peu de facteurs observables influencent les jeunes femmes dans leur décision de retourner à l'école si ce n'est les circonstances qui les ont d'abord poussées à quitter l'école, leurs aspirations quant à l'obtention d'un diplôme d'études post-secondaires et le temps écoulé depuis qu'elles ont décroché. Par ailleurs, le retour à l'école des jeunes hommes dépend de leur expérience du marché du travail, de leur expérience, de leurs décisions scolaires antérieures et de leurs aspirations postsecondaires.

## 1.2 Études américaines

Les travaux de Cameron et Heckman (1998, 2001) montrent que le fait de ne pas prendre en compte les variables non observées associées aux transitions d'une année scolaire à l'autre engendre des biais sérieux dans les effets estimés

du revenu des parents sur la scolarité. Cameron & Heckman (1998) constatent que les caractéristiques liées au milieu familial telles que le revenu par exemple, sont des déterminants importants des choix scolaires à tous les stades du processus de scolarité à partir de la décision de terminer l'école élémentaire et jusqu'à l'entrée dans l'enseignement postsecondaire.

S'appuyant sur leurs travaux précédents, Cameron & Heckman (2001) estiment un modèle dynamique de réalisations scolaires pour étudier les sources de disparité raciale et ethnique dans la fréquentation scolaire. Dans leur étude, ils reconnaissent que le niveau de scolarité à n'importe quel âge est le résultat du choix scolaire précédent. Par exemple, la probabilité qu'une personne poursuive des études postsecondaires dépend de l'obtention du diplôme d'études secondaires, qui dépend à son tour d'autres décisions scolaires précoces. Ils utilisent les vagues 1979-1989 des données du National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)<sup>5</sup>.

Dans leur analyse multivariée, Cameron et Heckman (2001) emploient un modèle dynamique de choix discrets pour estimer conjointement la contribution du revenu des parents, des antécédents familiaux, des aptitudes scolaires, des frais de scolarité et des opportunités de travail non qualifié aux réalisations scolaires selon l'âge et le niveau des études. Leur modèle séquentiel tient compte de la nature sélective des diplômés du secondaire. Les personnes ayant des aptitudes plus élevées progressent vers des niveaux de scolarité plus élevés. Les auteurs tiennent compte de cette sélection afin d'estimer l'effet causal, *ceteris paribus*, des variables socioéconomiques sur la réussite scolaire. Ils concluent que la grande partie de la disparité ethnique et raciale est due aux facteurs de long terme associés aux antécédents parentaux et à l'environnement familial, et non pas aux contraintes de crédit auxquelles sont confrontés les étudiants potentiels au cours des années d'études postsecondaires. Les politiques visant à améliorer ces facteurs familiaux et environnementaux à long terme sont plus susceptibles de réussir à éliminer les écarts de fréquentation scolaire que les politiques de court terme visant à réduire les frais de scolarité ou à compléter les revenus des familles ayant des enfants d'âge postsecondaire.

Light (1996) élargit quant à elle l'analyse du parcours scolaire à un cadre dynamique en estimant un modèle de risque en temps continu tenant compte des interruptions scolaires. Light s'intéresse particulièrement à la question de savoir si les bas salaires et les efforts de travail sont associés au retour aux études. Elle constate que les taux de chômage locaux et les taux de salaire sont des déterminants importants du retour aux études. Light utilise un échantillon

---

5. Le NLSY comprend un échantillon aléatoire de 6 111 jeunes Américains et un échantillon supplémentaire qui comprend 5 296 jeunes issus de milieux défavorisés. Les répondants ont été interrogés chaque année depuis la vague initiale du sondage en 1979, lorsque l'âge des membres de l'échantillon variait entre 14 et 21 ans. Leurs critères de sélection réduisent la taille de l'échantillon à 915 Afro-américains, 686 Hispaniques et 1 417 Blancs non-hispaniques. L'analyse suit les jeunes depuis leurs 15 ans et se termine à l'âge de 24 ans.

de 6 403 hommes provenant des *NLSY*. Après avoir imposé ses critères de sélection, Light dispose d'un échantillon de 3 209 hommes qui ont de 16 à 33 ans lorsqu'ils quittent l'école pour la première fois (entre 1978 et 1990). Elle suit chaque répondant jusqu'à son retour à l'école ou quand il est interviewé pour la dernière fois, et ce, jusqu'à un maximum de dix ans<sup>6</sup>.

Light utilise un modèle à risques proportionnels pour estimer le moment du premier retour chez les personnes qui ne fréquentaient pas l'école. Elle se concentre sur le temps d'attente avant le premier retour. En d'autres termes, elle étudie seulement la première reprise des études après la première interruption. Light estime que les données pour les réinscriptions ultérieures ne sont pas suffisamment riches pour supporter un modèle plus complexe. Dans son analyse, elle ne différencie pas les répondants qui travaillent pendant leurs études de ceux qui étudient et qui ne travaillent pas. Par ailleurs, le risque de base<sup>7</sup> et l'hétérogénéité non observée sont estimés de manière non paramétrique.

Light conclut que le retour aux études se produit lorsque les coûts des études sont relativement faibles ou que les rendements de l'éducation sont relativement élevés. En particulier, ses résultats suggèrent que l'âge, le nombre de frères et sœurs, le niveau moyen des frais de scolarité dans l'État de résidence du répondant, le salaire présent et les heures de travail hebdomadaires sont des variables dont la hausse est associée à des taux de risque plus faibles de retour aux études. Les scores d'aptitude de l'Armed Forces Qualification Test (AFQT), le revenu familial, les taux de chômage et le pourcentage de semaines travaillées par l'individu ont tous des effets positifs sur le taux de risque.

Light note aussi que ses résultats montrant que les salaires et les heures hebdomadaires ont des effets négatifs sur le taux de risque de retour aux études suggèrent que les travailleurs fortement rémunérés et à temps plein sont moins enclins à retourner à l'école parce que leur coût de renonciation est relativement élevé. Cependant, le fait que les répondants qui travaillent chaque semaine aient un risque plus élevé de retour que les hommes travaillant de façon discontinue peut se justifier par le fait que de nombreux jeunes hommes ne puissent pas retourner à l'école jusqu'à ce qu'ils économisent de l'argent grâce à leur effort de travail. Du point de vue des politiques publiques, Light recommande d'explorer dans quelle mesure les subventions gouvernementales permettent aux jeunes travailleurs de retourner à l'école. Elle avoue ne pouvoir élucider cette question dans son étude en raison de la nature de ses données.

Corman (1983), Marcus (1986) et Spletzer (1990) estiment des modèles dis-

---

6. Light élimine les répondants qui ont quitté l'école pour la première fois sans avoir terminé leurs études secondaires. Son attention est limitée à la décision de s'inscrire au postsecondaire. Elle élimine aussi les interruptions censurées à gauche.

7. Dans le modèle à risques proportionnels, le risque de base est la composante du risque instantané qui est commun à tous et qui ne dépend que du temps passé dans l'état et non des caractéristiques individuelles.

crets du taux de retour à l'école dans le cas des décrocheurs. Le modèle de Corman inclut le revenu familial et les taux de chômage locaux comme variables explicatives, Marcus inclut l'expérience de travail cumulative et les écarts entre les salaires réels et espérés, alors que Spletzer introduit une variable indiquant si l'individu est employé ou non.

Spletzer (1990) constate que près de 30% des répondants qui ont achevé leurs études au cours de sept ans après avoir terminé leurs études secondaires ont interrompu leur scolarité en cours de route. Les résultats de Marcus (1986) suggèrent entre autres que des revenus inférieurs aux revenus espérés sont un bon prédicteur du retour à l'école pour l'échantillon de jeunes hommes du NLS. Corman (1983) teste la demande d'études postsecondaires pour deux cohortes d'âge, des diplômés récents du secondaire et des personnes âgées, en utilisant the Adult Education Survey du Department of Education. Les résultats de son modèle indiquent que les personnes âgées répondent à plusieurs des mêmes variables économiques qui affectent les décisions scolaires des jeunes diplômés du secondaire.

## 2 Données

L'EJET est une enquête longitudinale entreprise conjointement par Statistique Canada et par Ressources humaines et Développement des compétences Canada. Cette enquête a débuté en 1999 et fournit des renseignements concernant :

- Les transitions clés : école-école, école-travail ;
- Les facteurs influençant les cheminements en ce qui a trait aux études, à la formation et au travail ;
- Le décrochage scolaire : fréquence, caractéristiques, facteurs et répercussions ;
- L'expérience de formation et de travail.

L'EJET fournit deux enquêtes distinctes pour deux cohortes d'âge : les 15 ans (cohorte A) et les 18-20 ans (cohorte B). La population d'enquête comprend les personnes qui fréquentaient toute forme d'établissement scolaire dans l'une des dix provinces du Canada. Les écoles sur les réserves indiennes ont été exclues.

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. Le cycle 2 a ainsi recueilli de l'information sur les années 2000 et 2001, le cycle 3, sur les années 2002 et 2003, le cycle 4, sur les années 2004 et 2005, le cycle 5, sur les années

2006 et 2007 et le cycle 6, sur les années 2008 et 2009. L'EJET a donc permis d'observer la vie des répondants pendant 11 ans pour la cohorte A et pendant neuf ans pour la cohorte B. Le Tableau 1 donne de l'information plus complète sur les cycles et les cohortes de l'enquête.

Tableau 1 – L'enquête auprès des jeunes en transition (EJET)

Cycle de l'EJET	Année de l'administration de l'enquête	Année de référence	Âge des répondants à chaque année	
			Cohorte A	Cohorte B
Cycle 1	2000	1999	15	18-20
Cycle 2	2002	2000	16	19-21
		2001	17	20-22
Cycle 3	2004	2002	18	21-23
		2003	19	22-24
Cycle 4	2006	2004	20	23-25
		2005	21	24-26
Cycle 5	2008	2006	22	25-27
		2007	23	26-28
Cycle 6	2010	2008	24	-
		2009	25	-

Dans la présente étude, nous utilisons les données fournies par la cohorte A pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les répondants de la cohorte A ont été suivis pendant une plus longue période que ceux de la cohorte B. En d'autres termes, le suivi de la cohorte A s'est prolongé sur six cycles bisannuels de 2000 jusqu'à 2010 alors que la cohorte B n'a été interrogée que pendant cinq cycles bisannuels (de 2000 à 2008). De plus, les répondants de la cohorte A sont plus jeunes, ce qui nous permet d'avoir plus d'informations sur leurs expériences et parcours sociaux et scolaires au secondaire. En outre, un questionnaire parent et un questionnaire-école ont également été passés aux parents et aux écoles des participants de la cohorte A lors du cycle 1. Cette cohorte a également participé au sondage du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA).

### 3 Échantillon, transitions et variables

#### 3.1 Échantillon

Notre échantillon initial comprend les répondants de la cohorte A qui ont participé à tous les cycles de l'enquête. Tout comme dans le cas des autres travaux existants, nous sommes conscients du fait que la présence d'attrition dans l'échantillon peut être non aléatoire, ce qui peut engendrer certains biais dans l'analyse. La taille initiale de l'échantillon est de 11 126 individus. Après avoir éliminé les observations sujettes à des données manquantes, notre échantillon comptait 5 532 individus (2 629 hommes et 2 903 femmes). Nous limitons notre analyse aux provinces et nous n'incluons pas les territoires en raison du faible

nombre d'observations et de la présence du nombre élevé de données incomplètes.

Notre analyse porte sur la période s'étendant de janvier 2000 à décembre 2009 (dix ans), c'est-à-dire les cycles 2 à 6. Nous utilisons les données fournies par le cycle 1 pour générer certaines variables explicatives telles que le niveau socioéconomique des parents et l'âge au début des études secondaires. L'aspect rétrospectif du questionnaire administré à chaque cycle nous permet de générer des variables mensuelles pour notre analyse. L'unité de temps que nous utilisons ici est donc le mois. Notre période d'étude s'étend sur 120 mois. L'échantillon final consiste en 11 673 observations mensuelles pour les hommes et 13 751 observations pour les femmes.

### 3.2 États et transitions

Notre principale variable d'intérêt indique l'état (statut) dans lequel se trouve le répondant pour chaque mois de la période d'observation<sup>8</sup>. Nous pouvons distinguer jusqu'à 22 états potentiels. Ce nombre élevé d'états découle des différentes raisons de décrochage, traitées initialement comme étant des états séparés (travail, santé...)<sup>9</sup>. Comme il y a très peu d'épisodes dans certains états, nous avons dû agréger plusieurs d'entre eux. Cette agrégation réduit également la surparamétrisation du modèle<sup>10</sup>. Nous définissons huit états principaux, tels qu'illustrés dans la figure 2 :

- État  $S$  : Inscrit aux études secondaires.
- État  $P$  : Inscrit aux études postsecondaires.
- État  $D_S$  : Décrocheur du secondaire (« hors études 1 » dans le schéma).
- État  $D_P$  : Décrocheur du postsecondaire (« hors études 3 » dans le schéma).
- État  $G_S$  : Diplômé du secondaire.

---

8. La variable d'état se fonde essentiellement sur deux variables obtenues à partir du questionnaire. La première question porte sur le statut d'emploi et indique, pour chaque mois au cours de la période d'observation, si le répondant travaillait dans au moins un emploi. La deuxième variable capte le statut d'étude et indique, pour chaque mois, si le répondant était un étudiant (niveaux secondaire et postsecondaire) à temps plein. Le questionnaire permet également d'identifier les périodes et raisons de décrochage.

9. Voir Annexe A.1.

10. Ainsi, nous ne distinguons pas les différentes raisons de décrochage. Nos données montrent que la majorité des décrocheurs travaillent pendant leur décrochage. En particulier, les garçons sortant du secondaire déclarent travailler à temps plein dans plus de 84% des cas (71% dans le cas des filles qui ont décroché). Ce pourcentage augmente à 89% (87% pour les femmes) des cas d'interruption au postsecondaire. L'étude de Fortin & Ragued (2017) présente une analyse beaucoup plus fine des causes du décrochage.

- État  $G_P$  : Diplômé du postsecondaire.
- État  $H_S$  : Délai après l'obtention du diplôme secondaire (non inscrit au postsecondaire, « hors études 2 » dans le schéma).
- État  $H_P$  : Délai après l'obtention d'un diplôme postsecondaire (l'individu peut être sur le marché de travail ou non, « hors études 4 » dans le schéma).

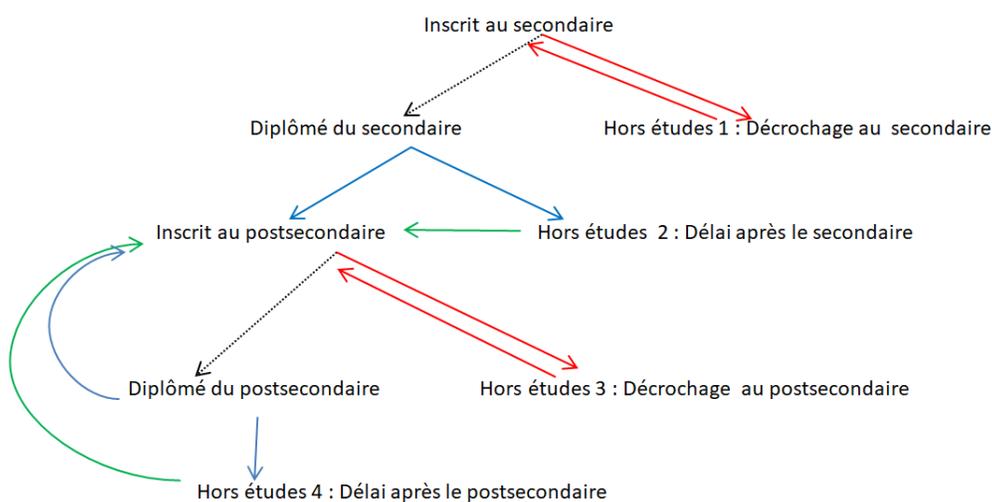


FIGURE 2 – États et transitions

Dans cette étude, nous considérons qu'un individu décroche s'il quitte ses études avant d'avoir satisfait aux exigences de son programme. Pour les besoins de la présente analyse, un arrêt d'au moins deux mois est considéré comme un épisode de décrochage. Bien sûr, afin de ne pas surestimer la durée des épisodes de décrochage et du fait qu'un arrêt momentané peut relever des contraintes organisationnelles du système scolaire et non de la décision de l'individu (absence de cours pendant l'été par exemple), nous excluons les périodes de vacances d'été.

Afin de réduire le nombre de coefficients à estimer, nous avons mis l'accent sur les  $k$  états suivants indicés :  $\{S, D_S, P, D_P, H_P\}$ . Nous modélisons aussi les cinq transitions suivantes, une transition étant définie par un passage d'un état vers un autre. On a ainsi retenu :  $\{SD_S, D_S S, PD_P, D_P P, H_P P\}$ , la première lettre indiquant l'état d'origine et la seconde, l'état de destination :

- Passage des études secondaires (sans diplôme) à un épisode de décrochage :  $SD_S$ .
- Reprendre les études secondaires après un épisode de décrochage :  $D_S S$ .
- Commencer les études postsecondaires après un délai depuis l’obtention du diplôme de la fin des études secondaires :  $H_S P$ .
- Passage des études postsecondaires (sans diplôme) à un épisode de décrochage,  $PD_P$ .
- Reprendre les études postsecondaires après un épisode de décrochage,  $D_P P$ .

Dans une spécification alternative plus élaborée, nous avons modélisé huit transitions : les cinq transitions mentionnées ci-dessus avec trois transitions additionnelles pour modéliser la diplomation au secondaire, la diplomation au post-secondaire, et le passage à un nouveau programme d’études postsecondaires (voir Figure 2). L’intégration de ces transitions additionnelles dans le modèle n’a pas apporté plus d’information à notre analyse<sup>11</sup> Nous avons donc maintenu la spécification avec cinq transitions. Cela nous a également permis d’éviter la surparamétrisation du modèle.

### 3.3 Variables explicatives

Dans cette recherche, nous utilisons un ensemble commun de variables que nous retrouvons dans l’estimation de chacune des cinq transitions. Des variables supplémentaires sont ajoutées pour certaines transitions<sup>12</sup>.

L’ensemble de variables utilisées dans notre analyse comprend d’abord l’indice socioéconomique du PISA. Cet indice permet de capter les attributs des professions en convertissant la scolarité des parents en revenus. Nous prenons la valeur de l’indice la plus élevée des deux parents. Cette variable est fixe dans l’enquête et mesurée uniquement lors du premier cycle quand les répondants étaient âgés de 15 ans. Par ailleurs, nous utilisons la classe scolaire à laquelle les répondants étaient inscrits à 15 ans ainsi que leurs historiques de redoublement pour évaluer la date de début de leurs études secondaires. Cette date est introduite comme variable explicative dans le modèle dans le but de contrôler pour l’hétérogénéité entre les individus à ce niveau et de tenir compte de la censure à gauche du premier épisode. Nous incluons aussi une variable binaire qui prend la valeur 1 si le répondant a dépassé l’âge de fréquentation scolaire obligatoire. Selon la province ou le territoire, les jeunes doivent fréquenter l’école jusqu’à un

11. Presque tous les coefficients estimés ne sont pas significatifs dans ces transitions. De plus, la prise en compte de ces dernières affecte très peu les coefficients des cinq transitions retenues.

12. Le tableau 6 présente la liste des variables explicatives communes aux cinq transitions ainsi que celles qui ont été ajoutées à certaines transitions

âge qui varie de 16 à 18 ans<sup>13</sup>. En plus d'une variable de tendance mensuelle globale, nous intégrons une variable de tendance pour le Québec permettant de tenir compte de l'idiosyncrasie de cette province quant au parcours scolaire standard<sup>14</sup>.

En plus des données de l'EJET, nous avons ajouté des variables servant à tenir compte du coût de renonciation de la présence aux études. La première de ces variables est le salaire minimum en terme réel. Nous utiliserons tour à tour deux définitions pour cette variable : le taux horaire réel du salaire minimum par province (en dollars de 2002) et le ratio entre le salaire minimum horaire et le salaire moyen horaire par province. Le taux de chômage annuel des jeunes (15-24 ans) par province et par sexe capte les perspectives d'emploi. De plus, nous incluons une variable mesurant les frais de scolarité annuels moyens en termes réels par domaine d'étude et par province (en dollars de 2002).

## 4 Statistiques descriptives

Les tableaux 2 et 3 présentent la fréquence des transitions dans le cas des jeunes hommes et celui des jeunes femmes. À la verticale, nous retrouvons l'état d'origine (ou de départ). À l'horizontale, nous retrouvons l'état de destination. Les fréquences sont calculées pour chaque ligne du tableau. Par exemple, la 3<sup>e</sup> cellule de la 1<sup>re</sup> ligne au tableau 2 nous informe que 85% des transitions masculines observées dont l'état d'origine est l'état *S* (i.e., inscrit aux études secondaires) se dirigent vers l'obtention d'un diplôme d'études secondaires, et 15% se dirigent vers un épisode de décrochage. Bien évidemment, un individu peut connaître plusieurs transitions. Il peut décrocher au secondaire (ce passage est comptabilisé dans les 15% se retrouvant à la 1<sup>re</sup> ligne, 5<sup>e</sup> colonne), puis raccrocher (cette transition apparaît dans les 53% de la 5<sup>e</sup> ligne, 1<sup>re</sup> colonne), ensuite obtenir son diplôme d'études secondaires (les 85% de la 1<sup>re</sup> ligne, 3<sup>e</sup> colonne), et commencer ses études postsecondaires (les 61% de la 3<sup>e</sup> ligne, 2<sup>e</sup> colonne).

En diagonale, on retrouve le nombre d'épisodes censurés à droite. À la fin de la période d'observation, 11% des jeunes hommes étaient inscrits au post-secondaire (10% pour les jeunes femmes), environ 47% ont quitté l'école sans diplôme d'études secondaires (33% pour les jeunes femmes), environ 34% ont quitté les études postsecondaires avant la fin de leur programme d'études (37% pour les jeunes femmes), 50% se retrouvent hors études après l'obtention de leur diplôme d'études secondaires (42% pour les jeunes femmes), et environ 84% ont fini leur programme d'études postsecondaires et sont hors études (84% pour les

---

13. L'enseignement est obligatoire jusqu'à l'âge de 16 ans dans toutes les provinces du Canada, sauf au Manitoba, en Ontario et au Nouveau-Brunswick, où l'âge obligatoire est de 18 ans ou dès qu'un diplôme d'études secondaires est atteint.

14. Nous avons estimé d'autres modèles où on a ajouté des variables de tendance pour plusieurs provinces. Ces spécifications n'ont pas ajouté beaucoup d'information supplémentaire. Nous nous sommes donc limités à une variable de tendance globale et une variable de tendance pour le Québec seulement.

jeunes femmes également). Certaines fréquences ne sont pas affichées par souci de confidentialité relié aux politiques de divulgation de Statistique Canada. Les états entre lesquels des transitions ne peuvent pas avoir lieu <sup>15</sup> sont représentés par des cases grises.

Ces deux tableaux laissent voir entre autres que 58% des jeunes femmes qui n'étaient pas inscrites au postsecondaire après la fin de leurs études secondaires, ont décidé de retourner aux études en s'inscrivant dans un programme d'études postsecondaires alors que 42% d'entre elles étaient toujours hors études jusqu'à la fin de la période d'observation. La proportion des jeunes hommes qui ont décidé d'entreprendre des études postsecondaires après un certain délai est moindre (50%). Il en découle que la proportion de jeunes hommes qui détenaient un diplôme secondaire et qui n'ont pas fait d'études postsecondaires pendant notre période d'observation est plus élevée que celle des jeunes femmes (50% vs 42%). De plus, comparé aux jeunes hommes, un pourcentage moins élevé des jeunes femmes vivent une période d'interruption d'études.

Tableau 2 – Fréquences des transitions - Jeunes hommes

	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>G<sub>S</sub></i>	<i>G<sub>P</sub></i>	<i>D<sub>S</sub></i>	<i>D<sub>P</sub></i>	<i>H<sub>S</sub></i>	<i>H<sub>P</sub></i>
<i>S</i>	-		85%		15%			
<i>P</i>		11%		42%		47%		
<i>G<sub>S</sub></i>		61%	-				39%	
<i>G<sub>P</sub></i>		20%		-				80%
<i>D<sub>S</sub></i>	53%				47%			
<i>D<sub>P</sub></i>		66%				34%		
<i>H<sub>S</sub></i>		50%					50%	
<i>H<sub>P</sub></i>		16%						84%

Tableau 3 – Fréquences des transitions - Jeunes femmes

	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>G<sub>S</sub></i>	<i>G<sub>P</sub></i>	<i>D<sub>S</sub></i>	<i>D<sub>P</sub></i>	<i>H<sub>S</sub></i>	<i>H<sub>P</sub></i>
<i>S</i>	-		92%		8%			
<i>P</i>		10%		49%		41%		
<i>G<sub>S</sub></i>		73%	-				27%	
<i>G<sub>P</sub></i>		20%		-				80%
<i>D<sub>S</sub></i>	67%				33%			
<i>D<sub>P</sub></i>		63%				37%		
<i>H<sub>S</sub></i>		58%					42%	
<i>H<sub>P</sub></i>		16%						84%

La partie du haut du tableau 4 présente les statistiques descriptives portant sur les variables explicatives de notre analyse alors que la partie du bas présente l'importance relative des transitions selon les provinces (certaines d'entre

15. Par exemple, on n'observe pas de transitions du postsecondaire au secondaire.

elles étant regroupées). En moyenne, les individus ont commencé leurs études secondaires à l'âge de 12 ans. Les indices socioéconomiques moyens semblent être semblables pour les jeunes hommes et les jeunes femmes. Les taux de chômage moyens par province sont de 15% pour les jeunes hommes et 11% pour les jeunes femmes. Sur l'ensemble de la période, les taux horaires réels de salaire minimum sont en moyenne de 7 dollars (dollars de 2002). En moyenne, les frais de scolarité s'élèvent à plus de 4 000 dollars pour les jeunes hommes et les jeunes femmes. La partie du bas du tableau 4 indique qu'environ 16% des transitions observées chez les jeunes hommes sont au Québec (17% chez les jeunes femmes).

Tableau 4 – Statistiques descriptives des variables explicatives

	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
<b>Indice socioéconomique</b>	52,89 (16,10)	52,07 (16,04)
<b>Âge au début des études secondaires</b>	12,16 (0,44)	12,10 (0,38)
<b>Variable muette =1 si âge minimal pour quitter l'école/ou diplôme obtenu</b>	0,34 (0,47)	0,33 (0,47)
<b>Taux de chômage</b>	15,09 (4,60)	11,45 (2,98)
<b>Frais de scolarité réels (dollars de 2002)</b>	4026 (1521)	4210 (2031)
<b>Salaire minimum réel (dollars de 2002)</b>	6,72 (0,66)	6,70 (0,66)
<b>Tendance globale</b>	60,5 (34,64)	60,5 (34,64)
<hr/>		
<b>Québec</b>	0,16 (0,36)	0,17 (0,38)
<b>Ontario</b>	0,14 (0,35)	0,13 (0,34)
<b>Atlantique</b>	0,32 (0,47)	0,37 (0,48)
<b>Manitoba</b>	0,09 (0,29)	0,09 (0,29)
<b>Saskatchewan</b>	0,09 (0,29)	0,07 (0,25)
<b>Alberta</b>	0,10 (0,30)	0,08 (0,28)
<b>Colombie-Britannique</b>	0,10 (0,29)	0,08 (0,28)
<b>Nombre d'observations</b>	11673	13751

Le tableau 5 fournit une comparaison entre le Québec et le reste du Canada à l'égard de certains indicateurs liés au décrochage et à la diplomation. On remarque que le Québec affiche un taux de décrochage scolaire plus élevé par rapport au reste du Canada, en particulier pour les jeunes hommes (13% vs. 9%). En outre, les jeunes femmes au Québec ont tendance à décrocher plus souvent au postsecondaire comparativement au reste du Canada (51% vs. 47%). Au Québec, le taux de diplomation au secondaire est plus faible que dans le

Tableau 5 – Statistiques descriptives : Québec *vs* reste du Canada

	Canada		Québec		Reste du Canada	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Décroché au moins une fois au secondaire	10% (0,29)	7% (0,25)	13% (0,33)	6% (0,24)	9% (0,29)	7% (0,25)
Décroché au moins une fois au postsecondaire	52% (0,50)	48% (0,50)	52% (0,50)	51% (0,50)	52% (0,50)	47% (0,50)
Diplômé du secondaire	97% (0,18)	99% (0,12)	93% (0,26)	97% (0,17)	97% (0,16)	99% (0,11)
Diplômé du postsecondaire au moins une fois	58% (0,49)	68% (0,46)	61% (0,49)	74% (0,44)	58% (0,49)	67% (0,47)

reste du Canada (93% *vs.* 97% chez les jeunes hommes, 97% *vs.* 99% chez les femmes). Rappelons que ces taux sont calculés pour la période d’observation de dix ans. Les taux seraient plus faibles si on se limitait à un intervalle de temps plus court. Par exemple, on retrouverait des taux inférieurs si on calculait le taux d’obtention d’un diplôme d’études secondaires dans les temps requis.

Les femmes et les hommes du Québec affichent un taux de diplomation au niveau postsecondaire légèrement plus élevé que dans le reste du Canada (61% *vs.* 58% chez les hommes, 74% *vs.* 67% chez les femmes). Le tableau 5 indique également que, partout au Canada, les femmes sont moins susceptibles de décrocher que les hommes. Elles sont également plus susceptibles d’obtenir un diplôme de fin d’études (secondaires ou postsecondaires).

Ces constats sont tout à fait cohérents avec les études canadiennes selon lesquelles les femmes sont plus susceptibles que les hommes de détenir un diplôme collégial ou universitaire et qu’elles sont moins susceptibles de décrocher (Raymond 2008, Turcotte 2011).

## 5 Modèle de durée

Notre analyse repose sur un modèle statistique de durée<sup>16</sup> et plus précisément, un modèle à risques proportionnels mixte multi-états multi-épisodes. Grâce à la nature rétrospective de l’information fournie par l’EJET, le modèle est en temps quasi-continu<sup>17</sup> et non en temps discret. Ainsi, le risque  $\lambda_{jk}(t)$  au temps  $t$  est le risque (ou taux) instantané à  $t$  de sortie de l’état d’origine  $j$  vers l’état  $k$ , sachant que l’individu est resté dans l’état  $j$  au moins jusqu’à  $t$ . Par exemple, le risque de décrocher des études secondaires (état d’origine  $j$ ) pour entrer sur le marché du travail (état d’arrivée  $k$ ) au temps  $t$  sera ici noté par  $\lambda_{jk}(t)$ <sup>18</sup>. Notons que  $t$  n’est pas du temps calendaire mais du temps passé dans

16. Pour une introduction élémentaire aux modèles de durée, voir Allison (2014). À un niveau plus avancé, le lecteur pourra consulter avec profit Lancaster (1990).

17. Il s’agit d’un modèle où le temps d’observation est le mois.

18. Par souci de simplicité et afin d’alléger les équations, nous enlevons l’indice  $i$  représentant l’individu  $i$ .

l'état  $j$  (l'horloge commence au début du séjour dans l'état  $j$ ).

Tel que mentionné ci-dessus, une caractéristique importante de notre modèle est qu'il est multi-états et multi-épisodes (Heckman & Singer 1984). Cela signifie que l'individu peut connaître plusieurs états et qu'un état peut revenir à plusieurs reprises. Par exemple, un individu peut passer par plusieurs épisodes de décrochage (temporaire) et d'études (secondaires, postsecondaires) avant de terminer (ou non) sa scolarité.

Par ailleurs, le risque instantané de passer de l'état  $j$  à l'état  $k$  peut être conditionnel à certaines variables explicatives exogènes, telles que celles que nous avons décrites plus haut (statut socioéconomique, frais de scolarité, âge légal de fréquentation scolaire...). Ces variables peuvent être constantes ou varier dans le temps. Dans ce dernier cas, il est possible que le risque de sortie d'un état soit conditionnel à toutes les valeurs que peut prendre la variable explicative dans le futur (p. exp., le risque pour un individu de quitter l'état de chômeur peut être conditionnel à toutes les valeurs que peut prendre le taux de remplacement du salaire de l'individu par ses prestations chômage dans le futur). Dans notre modèle, cette situation ne pose pas trop de problèmes car il est vraisemblable de supposer que ce soit la valeur courante des variables explicatives qui influence le risque instantané de sortie de chaque état. Le vecteur de toutes les variables explicatives influençant le risque instantané de passage de l'état  $j$  à l'état  $k$  est donc donné par  $\mathbf{x}_{jk}(t)$ , où  $t$  est défini par le temps correspondant à la dernière période avant l'atteinte de l'état de destination<sup>19</sup>.

La fonction à risques multi-états multi épisodes peut aussi dépendre d'une composante aléatoire invariante dans le temps et spécifique à l'individu non paramétré ou de loi paramétrée multivariée,  $\boldsymbol{\nu} = (\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_L)$ , où  $L$  est le nombre d'états d'origine. La loi peut ainsi permettre de l'interdépendance entre les états. Le modèle est appelé mixte ou à mélanges aléatoires car il introduit plusieurs variables aléatoires (incluant les durées de séjour dans chaque état) avec des lois de densité différentes.

### La fonction à risques multi-états multi-épisodes proportionnelle

Dans notre analyse, la fonction à risques proportionnels (à la Cox) de passer de l'état  $j$  à l'état  $k$  pour un individu  $i$ , sachant  $\mathbf{x}_{jk}(t)$  et  $\nu_j$ , peut s'écrire :

$$\lambda_{jk}(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \nu_j) = \lambda_{j0}(t) \exp(\mathbf{x}'_{jk}(t)\boldsymbol{\beta}_{jk}) \nu_j, \quad (1)$$

<sup>19</sup>. Nous avons aussi estimé le modèle en prenant le vecteur  $\mathbf{x}_{jk}(t)$  moyen au cours de la période entre l'état d'origine et l'état de destination. Les résultats obtenus se sont avérés très robustes à cette spécification alternative.

où  $\beta_{jk}$  est le vecteur (à estimer) des paramètres des variables explicatives du risque conditionnel de sortie de l'état  $j$  vers l'état  $k$ .

L'équation (1) comprend donc trois composantes multiplicatives de régression expliquant le risque conditionnel pour l'individu  $i$  de passer de l'état d'origine  $j$  à l'état  $k$ . Nous allons étudier chacune de ces composantes<sup>20</sup> :

### **Le risque de base : $\lambda_{j0}(t)$**

Le risque de transition d'un état à l'autre (p. exp., décrochage du secondaire) peut dépendre de la durée passée dans l'état (p. exp., nombre de mois passés au secondaire). Dans l'état  $j$ , cette dépendance se définit par le risque de base, soit  $\lambda_{j0}(t)$ . Dans le modèle proportionnel, celui-ci est commun à tous les individus et ne dépend que de  $t$ . Dans la littérature, cette composante peut être modélisée de façon paramétrique, où l'on suppose que la loi appartient à une famille paramétrique donnée, ou non paramétrique. Dans ce cas, aucune forme fonctionnelle n'est imposée au risque de base (p. exp., modèle de Cox).

Sur la base d'analyses d'ajustement (*goodness of fit tests*), la loi Weibull (1951) semble être appropriée aux besoins de notre étude. Le risque de base associé à cette loi s'écrit ainsi :

$$\lambda_{j0}(t) = \alpha_j t^{\alpha_j - 1},$$

$\alpha_j$  étant le paramètre de la loi Weibull<sup>21</sup>. Afin d'éviter la surparamétrisation et faciliter l'identification du modèle, nous supposons que ce paramètre est le même pour toutes les transitions partant du même état d'origine. Notons que si  $\alpha_j > 1$ , le risque de base est monotone croissant. Cela signifie que plus la durée de séjour dans un état donné augmente, plus le risque de quitter cet état est élevé, *ceteris paribus*. L'interprétation inverse s'applique quand  $\alpha_j < 1$ , dans le cas où le risque de base est monotone décroissant. Dans le cas où  $\alpha_j = 1$ , le risque de base devient constant et nous retrouvons un risque exponentiel. Ici, le risque de quitter l'état est le même, quelle que soit la durée de séjour dans l'état<sup>22</sup>.

### **Les variables explicatives : $\exp(\mathbf{x}'_{jk}(t)\beta_{jk})$**

Outre sa dépendance par rapport au temps, et comme nous l'avons souligné plus haut, le risque de quitter un état peut aussi dépendre de variables explicatives. La deuxième composante du risque de transition est donc le vecteur des

20. En prenant le logarithme de l'équation (1), celle-ci devient un modèle de régression linéaire en log.

21. Nous avons aussi estimé le modèle avec une loi log-logistique. Les résultats sont sensiblement les mêmes.

22. Voir l'Annexe A.2 pour une illustration graphique.

variables explicatives pouvant ou non varier dans le temps. Puisque le risque de passer d'un état à l'autre est positif, nous utilisons une fonction exponentielle car celle-ci permet d'obtenir une valeur positive pour l'expression représentant l'impact des variables explicatives. Le tableau 6 récapitule les variables utilisées dans la modélisation de chaque transition.

La spécification 1 du tableau n'inclut pas les variables de dépendance retardées. Par ailleurs, certaines variables n'apparaissent pas dans certaines transitions car sur le plan théorique il n'y a pas lieu de penser qu'elles ont un effet sur le risque de sortie de l'état. Cela permet aussi de rendre le modèle plus parcimonieux.

D'autres spécifications de régression ont été estimées mais nous n'avons pas rapporté leurs résultats ici (voir spécification 2 du tableau 6). Dans une spécification, nous avons contrôlé pour la dépendance d'état retardée (*lagged state dependence*). Ce type de dépendance permet de vérifier si le fait de vivre un état donné dans le passé affecte le taux de sortie de l'état actuel. Ainsi, nous définissons dans la spécification B trois variables binaires qui capturent si l'individu i) a déjà décroché au secondaire au moins une fois avant l'épisode courant, ii) a déjà décroché au postsecondaire au moins une fois avant l'épisode courant, iii) a déjà obtenu un diplôme d'études postsecondaires avant l'épisode courant. Ces variables peuvent cependant être à la source d'un problème d'endogénéité, ce qui nous amène à privilégier la Spécification 1 sans variable retardée.

Tableau 6 – Variables explicatives

Spécification 1	$S \rightarrow D_S$	$D_S \rightarrow S$	$H_S \rightarrow P$	$P \rightarrow D_P$	$D_P \rightarrow P$
Indice socioéconomique des parents	✓	✓	✓	✓	✓
Âge au début des études secondaires	✓	✓	✓	✓	✓
Taux de chômage annuel par province et par genre (15-24 ans)	✓	✓	✓	✓	✓
Variable de tendance pour Québec	✓	✓	✓	✓	✓
Variable de tendance globale	✓	✓	✓	✓	✓
Frais de scolarité moyens réels par domaine d'étude et par province (log)			✓	✓	✓
Salaire minimum réel par province (log)*	✓	✓	✓		
Variable muette = 1 si atteinte de l'âge minimal pour quitter l'école/ou avoir obtenu son diplôme	✓				✓
Spécification 2					
Variabes de dépendance retardée					
-avoir décroché au secondaire au moins une fois dans le passé	✓	✓	✓		
-avoir décroché au postsecondaire au moins une fois dans le passé				✓	✓
-avoir obtenu au moins un diplôme postsecondaire dans le passé				✓	✓

\*Dans certaines spécifications, nous remplaçons cette variable par le ratio entre le salaire minimum et le salaire moyen.

### L'hétérogénéité inobservée : $\nu_j$

Les méthodes traditionnelles supposent que la population est homogène lorsqu'on tient compte des variables explicatives observables. Néanmoins, cette hypothèse n'est pas toujours réaliste, notamment lorsque des variables explicatives importantes ne sont pas observables (p. ex., anxiété de performance aux examens, peu de motivation pour les études, relation difficile avec d'autres élèves...). Dans le cas qui nous intéresse ici, la décision de quitter un état donné peut dépendre de certains facteurs observés, comme elle peut aussi être affectée par certaines caractéristiques intrinsèques à l'individu. Le fait d'ignorer l'hétérogénéité permet seulement de capter le premier type de facteurs, c'est-à-dire les facteurs observés, d'où l'intérêt de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée. De plus ignorer le second type de facteurs (hétérogénéité inobservée) peut être la source de biais d'estimation.

Pour mieux comprendre l'importance de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée, rappelons l'analyse de Eckstein & Wolpin (1999) qui distingue deux types (inobservables) de décrocheurs : les individus peu doués pour les études qui décrochent rapidement et ceux qui sont susceptibles de décrocher tardivement. Eckstein & Wolpin (1999) soulignent que les décrocheurs ont probablement un avantage comparatif par rapport aux emplois qu'ils obtiennent avec la scolarité qu'ils possèdent (par exemple les compétences manuelles et l'intérêt pour le travail physique). Les décrocheurs décident donc de quitter l'école pour occuper un emploi qui exige le type de compétences qu'ils ont sans devoir faire d'études supplémentaires. Cependant, au fur et à mesure que le temps s'écoule, de moins en moins d'individus du premier type persistent dans l'état en faveur des individus du type de longue durée. Il en résulte un biais de sélection dynamique qui conduit à une surestimation de la survie dans l'état d'origine ou, de façon équivalente, à une probabilité de sortie plus faible avec la durée de séjour dans l'état (Heckman & Singer 1984). Il importe donc de prendre l'hétérogénéité non observée en considération de façon à obtenir des estimateurs convergents des paramètres du modèle.

La troisième composante de notre modèle de risque de transition est l'hétérogénéité inobservée et invariante dans le temps. Suivant en cela Van den Berg (1997), Bonnal et al. (1997), Mealli & Pudney (2003) et Lacroix & Brouillette (2011), nous la modélisons comme une pondération mixte de réalisations de variables aléatoires *iid*, tirées ici d'une loi normale centrée. L'hétérogénéité inobservée  $\nu_j$ , spécifique à l'individu  $i$  et à l'état d'origine  $j$ , s'écrit donc comme suit :

$$\nu_j = \exp(\omega_j),$$

avec

$$\omega_j = \psi_j \xi_1 + \phi_j \xi_2,$$

où  $\xi_1$  et  $\xi_2$  sont tirées d'une loi normale centrée et où  $\psi_j$  et  $\phi_j$  sont des coefficients de saturation (loading factors) qui sont estimés ou imposés aux fins d'identification<sup>23</sup>. En effet, afin de s'assurer que notre modèle est identifiable, nous imposons un minimum de restrictions en normalisant certains coefficients de saturation. Plus précisément, nous imposons que  $\psi_S = 1$ ,  $\psi_{D_S} = 1$ ,  $\psi_{H_S} = 1$ ,  $\phi_P = 1$  et  $\phi_{D_P} = 1$ .

On peut montrer facilement que le coefficient de corrélation entre les états  $j$  et  $k$  s'écrit comme suit :

$$Corr(\omega_j, \omega_k) = \frac{\psi_j \psi_k + \phi_j \phi_k}{\sqrt{(\psi_j^2 + \phi_j^2)(\psi_k^2 + \phi_k^2)}}.$$

Notre modélisation de l'hétérogénéité permet donc de tenir compte de l'interdépendance entre les états.

## 6 Résultats d'estimation

Les paramètres du modèle s'obtiennent par la maximisation de la fonction de vraisemblance simulée. Des détails sont fournis à l'Annexe A.3 (voir aussi Lacroix & Brouillette 2011).

Les différentes spécifications sont présentées selon le genre. En effet, les tests de rapport de vraisemblance nous ont menés à rejeter l'égalité des coefficients entre les jeunes hommes et les jeunes femmes. Les tableaux 7 et 8 présentent les spécifications portant sur les jeunes hommes et les tableaux 9 et 10 portent sur les jeunes femmes. La partie gauche de ces tableaux affiche les résultats obtenus sans hétérogénéité inobservée dans le modèle, alors que la partie droite présente les résultats avec hétérogénéité.

### 6.1 Spécifications pour les jeunes hommes

Le tableau 7 présente les résultats d'estimation chez les jeunes hommes lorsque la variable du salaire minimum est exprimée en log du rapport entre le salaire minimum et le salaire moyen. Les résultats indiquent qu'en absence d'hétérogénéité, le paramètre (Weibull) du risque de base  $\alpha_j$ , estimé pour chaque transition  $j$  indique que plus l'épisode de décrochage est long moins l'individu est susceptible de retourner aux études (en effet,  $\alpha_j$  est inférieur à 1 pour les transitions 2 et 5). Nous retrouvons ici la même conclusion que Laplante et al. (2010) selon laquelle plus la durée de l'interruption ou de l'arrêt est longue,

<sup>23</sup>. Certaines conditions d'identification du modèle multi-états multi-épisodes ont été dérivées entre autres par Van den Berg (1997). Nous supposons ici de façon heuristique que le modèle est identifié puisque la log-vraisemblance converge toujours au même point dans chaque spécification, et ce, quelle que soit la valeur initiale des coefficients que nous choisissons.

moins le retour est probable. Cependant, Laplante et al. (2010) ne tiennent pas compte de l'hétérogénéité dans leur étude. Suite à l'introduction de l'hétérogénéité (voir côté droit du tableau 7), le risque de base devient monotone croissant pour toutes les transitions ( $\alpha_j > 1$ ). Ceci signifie que plus la durée du séjour dans un état augmente, plus le risque de quitter cet état augmente. En particulier, le résultat selon lequel le risque de décrocher augmente avec la durée passée au secondaire peut s'expliquer par le fait que certaines variables inobservées mais variant dans le temps, telles que le stress des examens, la difficulté des études et l'incitation à entrer sur le marché du travail peuvent s'accroître avec le temps passé aux études. Ces résultats confirment ce que nous avons mentionné plus haut, à savoir que la prise en compte de l'hétérogénéité augmente le « vrai » risque de sortie d'un état vers un autre.

Quant à l'hétérogénéité, nous remarquons à droite du tableau 7 que la plupart des paramètres qui y sont associés (les  $\phi$  et les  $\psi$ ) sont significatifs. De plus, tel qu'on l'observe en général dans la littérature, l'introduction de l'hétérogénéité affecte peu les coefficients des variables explicatives, mais influence de façon importante les valeurs du paramètre  $\alpha$  du risque de base. Dans ce qui suit, nous concentrerons notre attention sur les spécifications tenant compte de l'hétérogénéité, puisqu'on rejette à chaque fois l'hypothèse nulle que les paramètres qui la définissent sont conjointement égaux à zéro.

Au niveau des variables explicatives, le côté droit du tableau 7 révèle qu'atteindre l'âge légal pour quitter les études secondaires (lorsqu'on contrôle pour l'âge de début du secondaire) augmente d'environ 62% le taux de décrochage au secondaire chez les hommes. D'ailleurs, plusieurs études ont démontré une relation étroite entre les lois de scolarité obligatoire et le niveau de scolarité des individus. Ainsi Lleras-Muney (2002) et Goldin & Katz (2008) montrent que ces lois ont permis de hausser le niveau de scolarité aux États-Unis. Oreopoulos (2006) et Montmarquette et al. (2007) constatent des effets semblables au Canada.

De plus, une augmentation de 10% des frais de scolarité réduit de 3% le risque des jeunes hommes d'entreprendre des études postsecondaires après le secondaire et augmente le taux de décrochage au postsecondaire d'environ 1,5% (élasticités). Une augmentation de 10% du salaire minimum par rapport au salaire moyen réduit de plus de 12% le taux de retour aux études secondaires après décrochage (élasticité). Nos résultats sont cohérents avec la littérature économique qui suggère que le décrochage découle du moins en partie d'une décision rationnelle où les individus pèsent le pour et le contre de quitter ou de retourner à l'école<sup>24</sup>. L'attrait des perspectives d'emploi locales (salaire minimum plus élevé) et l'augmentation des coûts des études représentent un coût de renonciation plus élevé de retourner aux études pour les décrocheurs<sup>25</sup>.

24. Sur données canadiennes, Montmarquette et al. (2007) identifie un effet positif significatif du salaire minimum dans l'abandon scolaire.

25. Aux États-Unis, voir Eckstein & Wolpin (1999), Chaplin et al. (2003), Neumark &

Tableau 7 – Résultats - Jeunes hommes<sup>a</sup>  
Variables dépendantes : log du risque conditionnel de sortie de chaque état

	Sans hétérogénéité					Avec hétérogénéité (100 tirages)				
	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)
Indice socio.	-0,001 (0,003)	-0,006 (0,005)	-0,000 (0,003)	0,004*** (0,002)	0,000 (0,002)	0,003 (0,005)	-0,003 (0,006)	0,000 (0,004)	0,006** (0,002)	0,002 (0,003)
Âge début sec.	0,063 (0,132)	-0,022 (0,259)	-0,070 (0,053)	0,321 (0,067)	0,277*** (0,068)	0,147* (0,083)	0,156 (0,417)	-0,004 (0,117)	0,388*** (0,045)	0,353*** (0,086)
Québec	-0,002 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,000 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,004)	-0,003 (0,006)	-0,000 (0,003)	0,002 (0,002)	-0,003 (0,003)
Âge légal/ diplôme sec.	0,394** (0,185)	-	-	-	-	0,618** (0,264)	-	-	-	-
Taux de chômage	0,012 (0,011)	-0,000 (0,015)	0,005 (0,010)	-0,002 (0,005)	-0,011 (0,007)	0,017 (0,017)	-0,006 (0,022)	-0,002 (0,014)	-0,002 (0,008)	-0,016 (0,012)
log(frais de scolarité)	-	-	-0,192* (0,110)	0,076 (0,087)	-0,007 (0,104)	-	-	-0,319* (0,180)	0,151* (0,089)	-0,008 (0,136)
log(salaire minimum/salaire moyen)	-0,244 (0,422)	1,296*** (0,393)	-0,464 (0,466)	-	-	-0,254 (1,451)	-1,234*** (0,418)	-0,110 (0,378)	-	-
Tendance mensuelle	0,006* (0,003)	-0,007*** (0,003)	0,001 (0,002)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,009* (0,005)	-0,009** (0,004)	0,002 (0,002)	0,000 (0,001)	-0,003 (0,002)
$\alpha$	1,839*** (0,042)	0,858*** (0,057)	1,277*** (0,039)	1,105*** (0,019)	0,891*** (0,024)	2,344*** (0,041)	1,225** (0,065)	1,545*** (0,039)	1,458*** (0,019)	1,354*** (0,035)
$\phi_S$						0,101 (0,084)				
$\phi_{D_S}$						0,915*** (0,159)				
$\phi_{H_S}$						0,528*** (0,116)				
$\psi_P$						0,090* (0,053)				
$\psi_{D_P}$						1,019*** (0,101)				
Log-vraisemblance	-15487,08					-15292,55				

<sup>a</sup> : Dans cette spécification, la variable de salaire minimum est définie comme le log du rapport entre le salaire minimum et le salaire moyen.

$S$  : inscrit au secondaire ;  $D_S$  : décroché du secondaire ;  $H_S$  : en situation d'être hors études depuis l'obtention du diplôme secondaire ;  $P$  : inscrit au postsecondaire ;  $D_P$  : a abandonné le postsecondaire.

Écart-types robustes entre parenthèses. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Par ailleurs, une augmentation d'une unité de l'indice socioéconomique des parents augmente de 0,6% le taux d'abandon aux études postsecondaires. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les jeunes hommes provenant d'un milieu favorisé peuvent se permettre de supporter les coûts des « essais ratés » que le décrochage pourrait induire. Un essai raté se produit lorsque l'étudiant quitte son programme d'étude sans diplôme pour changer de type d'établissement ou commencer un nouveau programme d'étude. Ce cheminement prolonge la durée pendant laquelle un individu pourrait obtenir son diplôme et entraîne des coûts connexes qui peuvent en partie être supportés par des parents favorisés. La plupart des ouvrages canadiens sur les décrocheurs du postsecondaire n'ont pas tenu compte des essais ratés de poursuite des études postsecondaires.

Dans une spécification différente, nous avons remplacé l'indice socioéconomique par une variable mesurant le revenu des parents ainsi que des variables pour le niveau de scolarité des parents<sup>26</sup> quand les jeunes avaient 15 ans. Nos résultats montrent que ces variables ont peu d'effet sur les décisions scolaires des jeunes<sup>27</sup>. En général, la littérature canadienne offre peu d'information sur l'existence d'un lien causal entre le revenu et l'éducation des parents et la persistance aux études de leurs enfants aux niveaux secondaire et postsecondaire<sup>28</sup>. En particulier, les cycles de l'EJET n'offrent pas un suivi sur le revenu et l'éducation des parents depuis la collecte de cette information au premier cycle (2000) pour la cohorte A.

Belley et al. (2014) rapportent que la relation entre le revenu des parents et la fréquentation des établissements d'enseignement supérieur est beaucoup plus forte aux États-Unis par rapport au Canada, même après contrôle des antécédents familiaux et du rendement cognitif des adolescents. Liu (2014) conclut également que les jeunes des États-Unis semblent plus sensibles aux variations du revenu parental que les jeunes Canadiens. Hansen & Liu (2013) trouvent que l'effet de l'augmentation du revenu parental sur le niveau d'éducation est modeste au Canada. Enfin Cameron & Heckman (1998) trouve que le revenu des parents est plus important pour expliquer les transitions précoces que les suivantes. Ils concluent que la plus grande influence du revenu des parents réside dans son rôle dans la formation des capacités des enfants et leur disposition pour les études et non dans le financement de leurs études postsecondaires.

Quant à la relation entre la persistance aux études et la scolarité des parents, elle n'est pas très claire dans la littérature empirique canadienne. Finnie & Qiu

---

Wascher (1995, 1996, 2003), et au Canada, voir Parent (2006), Landon (1997).

26. Nous avons estimé deux modèles : un modèle où nous avons seulement inclus la scolarité de la mère et un autre modèle où on a introduit la scolarité de la mère et celle du père.

27. Les estimations de cette spécification sont présentées dans les tableaux 11-14 en annexe A.4.

28. Montmarquette et al. (2007) montre que la probabilité de préférer les études au travail augmente significativement pour ceux et celles dont les parents ont complété une scolarité postsecondaire.

(2008) soulignent que la relation est plus forte pour les étudiants au collège et n'est pas aussi évidente dans le cas des étudiants universitaires. Shaienks & Gluszynski (2007) trouvent dans leur analyse que les taux d'abandon scolaire ne diffèrent pas de manière significative entre les étudiants dont les parents avaient différents niveaux de scolarité. Martinello (2007) utilise l'EJET et note que l'éducation parentale est liée à la décision des étudiants de se réinscrire après avoir initialement arrêté leurs études. Raymond (2008) suggère que les décrocheurs au secondaire sont plus susceptibles d'être issus d'une famille à faible revenu ou d'une famille dont les parents n'ont pas de diplôme ou de certificat d'études postsecondaires. Belzil & Hansen (2006) ont constaté que les effets de l'éducation parentale étaient moins importants que ceux rapportés dans les études passées.

En général, l'effet des caractéristiques familiales diminue avec le niveau d'études. Ces variables semblent affecter les premières transitions scolaires (maternelle, primaire) mais ont moins d'effet sur les transitions ultérieures (Mare 1980, Cameron & Heckman 1998).

Notons enfin que la variable de tendance indique une hausse mensuelle de 0,09% du risque de décrochage scolaire et une baisse de 0,09% du risque de rattrapage scolaire au secondaire dans l'ensemble des provinces. La variable de tendance spécifique au Québec n'est pas significative.<sup>29</sup>

Nous avons également estimé un modèle dans lequel nous avons remplacé la variable du ratio entre le salaire minimum et le salaire moyen par le salaire minimum en \$ de 2002. Les résultats de cette spécification sont présentés chez les jeunes hommes dans le tableau 8. On remarque que la variable du salaire minimum n'est plus significative dans aucune des transitions. Ce résultat suggère qu'il est préférable d'exprimer le salaire minimum en proportion du salaire moyen plutôt que de l'exprimer simplement en termes réels. Par ailleurs, comme dans le cas de la spécification du tableau 7, nous retrouvons le résultat selon lequel atteindre l'âge légal pour quitter les études augmente d'environ 58% le taux de décrochage au secondaire chez les hommes. De plus, une augmentation de 10% des frais de scolarité réduit de près de 3,6% le risque des hommes à entreprendre des études postsecondaires après le secondaire et les incite à décrocher au postsecondaire, et ce, de 1,54%.

---

29. Nous avons aussi remplacé la variable de tendance du Québec par une variable muette *Québec* mais les coefficients estimés ne se sont pas révélés significatifs. De plus, comme la durée du secondaire est plus courte au Québec que dans le reste du Canada, on pourrait s'attendre à ce qu'il en résulte un décrochage plus faible au Québec (en déplaçant le hasard de base), toute chose égale par ailleurs. Ainsi, nous avons permis au coefficient  $\alpha$  du hasard de base d'être différent entre le Québec et le reste du Canada dans certaines spécifications. Cependant nous n'avons pu rejeter l'égalité entre ces deux coefficients.

Tableau 8 – Résultats - Jeunes hommes<sup>b</sup>  
 Variables dépendantes : log du risque conditionnel de sortie de chaque état

	Sans hétérogénéité					Avec hétérogénéité (100 tirages)				
	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)
Indice socio.	-0,001 (0,003)	-0,006 (0,004)	-0,000 (0,003)	0,004*** (0,002)	0,000 (0,002)	0,003 (0,005)	-0,003 (0,006)	0,000 (0,004)	0,006** (0,002)	0,002 (0,003)
Âge début sec.	0,061 (0,29)	-0,047 (0,26)	-0,083 (0,093)	0,320*** (0,041)	0,276*** (0,064)	0,160* (0,087)	0,132 (0,114)	-0,048 (0,120)	0,389 (0,120)	0,354*** (0,106)
Québec	-0,002 (0,002)	-0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,004)	-0,002 (0,006)	0,000 (0,003)	0,002 (0,002)	-0,003 (0,003)
Âge légal/ diplôme sec.	0,399 (0,213)	-	-	-	-	0,578** (0,275)	-	-	-	-
Taux de chômage	0,012 (0,011)	-0,006 (0,013)	0,000 (0,010)	-0,002 (0,005)	-0,011 (0,007)	0,018 (0,017)	-0,012 (0,022)	-0,002 (0,014)	-0,002 (0,008)	-0,016 (0,012)
log(frais de scolarité)	-	-	-0,208 (0,129)	0,076 (0,064)	-0,007 (0,099)	-	-	-0,358** (0,169)	0,154*** (0,057)	-0,008 (0,155)
log(salaire minimum)	-0,178 (0,568)	-1,202 (0,920)	-0,789 * (0,457)	-	-	0,434 (1,173)	-1,236 (1,418)	-0,773 (0,732)	-	-
Tendance mensuelle	0,006*** (0,002)	-0,005*** (0,001)	0,002 (0,002)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,008 (0,005)	-0,007* (0,004)	0,003 (0,002)	0,000 (0,001)	0,003* (0,002)
$\alpha$	1,839*** (0,041)	0,858*** (0,056)	1,277*** (0,038)	1,105*** (0,019)	0,891*** (0,023)	2,344*** (0,041)	1,226** (0,065)	1,543*** (0,038)	1,458*** (0,019)	1,355*** (0,034)
$\phi_S$						0,109 (0,085)				
$\phi_{D_S}$						0,914*** (0,156)				
$\phi_{H_S}$						0,512*** (0,116)				
$\psi_P$						0,091* (0,053)				
$\psi_{D_P}$						1,020*** (0,100)				
Log-vraisemblance	-15486,24					-15291,51				

<sup>b</sup> : Dans cette spécification, la variable de salaire minimum est définie comme le log du salaire minimum (en \$ de 2002).

$S$  : inscrit au secondaire;  $D_S$  : décroché du secondaire;  $H_S$  : en situation d'être hors études depuis l'obtention du diplôme secondaire;  $P$  : inscrit au postsecondaire;  $D_P$  : a abandonné le postsecondaire.

Écart-types robustes entre parenthèses.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

## 6.2 Spécifications pour les jeunes femmes

Chez les jeunes femmes comme chez les jeunes hommes, le risque de sortie de chacun des états tend à croître avec la durée de leur séjour dans l'état ( $\alpha > 1$ ). Ainsi, tel qu'observé dans le tableau 9 dans lequel la variable du salaire minimum est définie en log du rapport, le taux de décrochage des femmes au secondaire augmente à mesure que le temps passé dans ce niveau d'étude s'accroît. En outre, comme chez les hommes, les paramètres d'hétérogénéité chez les femmes sont statistiquement significatifs pour la grande majorité des transitions.

S'agissant des variables explicatives, les résultats suggèrent un certain nombre de remarques. En premier lieu, les femmes semblent généralement moins sensibles à ces variables que les hommes, compte tenu du plus faible nombre de variables significatives. D'autre part, les résultats montrent qu'une augmentation de 10% des frais de scolarité augmente d'environ 3% le risque instantané de s'inscrire au postsecondaire après la fin des études secondaires. Ce résultat plutôt contre-intuitif peut s'expliquer par un effet de qualité. Autrement dit, des frais de scolarité élevés pourraient être perçus comme un signal de qualité supérieure de l'enseignement postsecondaire. Ainsi, un enseignement de meilleure qualité pourrait être associé à des rendements espérés plus élevés. Cette interprétation est appuyée par d'autres études sur le sujet. Ainsi Rivard & Raymond (2004) s'intéressent aussi au rôle des frais de scolarité dans les décisions de participation aux études postsecondaires après avoir terminé les études secondaires. Elles trouvent que la participation à l'université augmente avec les frais de scolarité dans les quatrième et cinquième quintiles du revenu des parents. Les auteures interprètent ce résultat par le fait que les individus à revenu élevé associent des frais de scolarité plus élevés à un enseignement de qualité supérieure et sont donc disposés à payer.

Par ailleurs, on observe qu'une même augmentation des frais de scolarité engendre une hausse d'environ 1,7% le risque d'abandonner les études postsecondaires. Ce résultat semble ainsi montrer que l'effet négatif du coût additionnel du programme sur l'incitation à poursuivre les études est ici dominant. Une interprétation possible, bien que quelque peu spéculative, est que les frais de scolarité comme signal de qualité prennent moins d'importance avec le temps passé sur le programme.

En outre, une augmentation d'une unité de pourcentage du taux de chômage hausse le risque instantané d'abandonner les études postsecondaires d'environ 0,04%. Ce résultat pourrait s'expliquer en partie par une baisse du revenu familial lorsque les conditions du marché du travail se détériorent, ce qui rend plus difficile le financement des études du jeune (Kodde 1988, Fernandez & Shioji 2001). De plus, dans la mesure où une augmentation du taux de chômage présent engendre une hausse anticipée par le jeune du chômage futur, il pourra en résulter une réduction du taux de rendement espéré de l'éducation et en conséquence une incitation plus élevée à abandonner les études (Kodde 1988).

Tableau 9 – Résultats - Jeunes femmes<sup>a</sup>  
 Variables dépendantes : log du risque conditionnel de sortie de chaque état

	Sans hétérogénéité					Avec hétérogénéité (100 tirages)				
	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)
Indice socio.	-0,01*** (0,004)	0,002 (0,005)	-0,002 (0,003)	-0,004*** (0,002)	-0,000 (0,002)	0,0129** (0,006)	0,000 (0,007)	-0,005 (0,004)	-0,004* (0,002)	-0,001 (0,003)
Âge début sec.	0,265*** (0,101)	-0,113 (0,106)	0,188** (0,090)	0,025 (0,063)	-0,044 (0,031)	0,222 (0,352)	-0,155 (0,421)	0,021 (0,129)	0,130 (0,127)	0,087 (0,077)
Québec	-0,001 (0,003)	0,004 (0,003)	0,003 (0,003)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,002)	-0,000 (0,004)	0,006 (0,005)	0,007* (0,004)	0,002 (0,002)	-0,001 (0,003)
Âge légal/ diplôme sec.	-0,013 (0,232)	-	-	-	-	0,171 (0,303)	-	-	-	-
Taux de chômage	-0,013 (0,019)	0,021 (0,024)	0,001 (0,016)	0,030*** (0,008)	0,012 (0,010)	0,003 (0,032)	0,007 (0,036)	0,011 (0,024)	0,038*** (0,012)	0,013 (0,016)
log(frais de scolarité)	-	-	0,176 (0,142)	0,117* (0,066)	0,064 (0,063)	-	-	0,332* (0,189)	0,168* (0,089)	0,124 (0,111)
log(salaire minimum/salaire moyen)	0,187 (1,286)	0,168 (0,747)	-0,095 (0,395)	-	-	0,458 (2,198)	-0,246 (2,043)	-0,170 (0,541)	-	-
Tendance mensuelle	-0,002 (0,004)	-0,002 (0,003)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,000 (0,006)	0,002 (0,004)	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,001)	0,002 (0,002)
$\alpha$	2,035*** (0,050)	0,968 (0,060)	1,271*** (0,039)	1,183*** (0,019)	0,809*** (0,024)	2,542*** (0,053)	1,311*** (0,073)	1,775*** (0,047)	1,561*** (0,018)	1,174*** (0,034)
$\phi_S$						-0,011 (0,112)				
$\phi_{D_S}$						0,817*** (0,197)				
$\phi_{H_S}$						1,009*** (0,122)				
$\psi_P$						0,259*** (0,053)				
$\psi_{D_P}$						0,839*** (0,106)				
Log-vraisemblance	-15183,53					-14959,61				

<sup>a</sup> : Dans cette spécification, la variable de salaire minimum est définie comme le log du rapport entre le salaire minimum et le salaire moyen.

$S$  : inscrit au secondaire ;  $D_S$  : décroché du secondaire ;  $H_S$  : en situation d'être hors études depuis l'obtention du diplôme secondaire ;  $P$  : inscrit au postsecondaire ;  $D_P$  : a abandonné le postsecondaire.

Écart-types robustes entre parenthèses.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

La variable de tendance pour le Québec indique qu'un mois additionnel a pour effet de hausser chez les jeunes femmes le risque de poursuivre les études au postsecondaire après le diplôme secondaire de 0,7% (soit 8,7% par année). Ce résultat est tout à fait cohérent avec le fait que les jeunes filles du Québec ont eu de plus en plus tendance à entreprendre des études avancées avec le temps. On observe de plus un rattrapage par rapport aux jeunes hommes puisque la variable de tendance n'est pas significative dans leur cas.

Par ailleurs, une augmentation d'une unité de l'indice socioéconomique des parents réduit de 0,4% le risque d'abandonner les études postsecondaire. Ce résultat semble conforme à la littérature économique selon laquelle les décrocheurs sont plus susceptibles d'être issus d'une famille à faible revenu ou d'une famille dont les parents n'ont pas de diplôme ou de certificat d'études postsecondaires. Par ailleurs, certaines études suggèrent qu'une différence entre ceux qui persistent et ceux qui abandonnent peut être reliée à une question de résilience. Notamment, les facteurs contribuant à la résilience chez les jeunes comprennent entre autres les aspirations parentales et le fait d'entretenir des relations de soutien avec des adultes (CCDF 2007). Ainsi, le milieu familial est en corrélation avec la résilience, qui joue à son tour un rôle essentiel dans la persistance aux études (Parkin & Baldwin 2009). Les résultats du tableau 9 suggèrent en outre la présence chez les jeunes femmes d'une tendance à la hausse de 0.07% par mois de passer d'un statut hors étude du secondaire vers des études postsecondaires. On n'observe pas une telle tendance dans l'ensemble du Canada.

On constate aussi que, contrairement à ce qu'on observe chez les jeunes hommes, le fait que la femme a atteint l'âge légal de fréquentation scolaire n'a pas d'effet sur sa probabilité de décrochage du secondaire. De plus, contrairement aux hommes, le rapport entre le salaire minimum et le salaire moyen n'affecte pas chez les jeunes femmes les transitions entre les différents états<sup>30</sup>.

Les résultats du tableau 10, dans lequel le salaire minimum est défini en termes réels, indiquent aussi que la variable de salaire minimum en terme réel n'est significative dans aucune des transitions. Dans cette spécification, la variable tendancielle pour le Québec n'est plus significative<sup>31</sup>.

---

30. Lorsqu'on ajoute des variables de dépendance retardée dans nos spécifications (voir Spécification 2 dans le tableau 6, partie du bas), les variables additionnelles s'avèrent non significatives et les autres estimés s'avèrent robustes à cet ajout. Nous avons donc choisi de ne pas rapporter les résultats de ces spécifications.

31. Dans un commentaire fort utile, le rapporteur de notre étude nous a suggéré d'introduire chez les hommes et les femmes certaines variables indépendantes croisées avec une variable muette *Québec*, compte tenu du fait que la situation du Québec semble très différente de celle du Canada (durée plus courte des études secondaires, âge légal à 16 ans, salaire minimum élevé, frais de scolarité plus faible, éducation des parents moins élevée, taux de chômage plus élevé à l'époque...). C'est l'exercice que nous avons tenté de faire dans quelques spécifications. Malheureusement, les résultats obtenus n'étaient pas en général significatifs. Cela peut s'expliquer en partie par la faible taille de l'échantillon portant sur le Québec.

Tableau 10 – Résultats - Jeunes femmes<sup>a</sup>  
 Variables dépendantes : log du risque conditionnel de sortie de chaque état

	Sans hétérogénéité					Avec hétérogénéité (100 tirages)				
	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)
Indice socio.	-0,01*** (0,004)	-0,002 (0,005)	-0,002 (0,003)	-0,004*** (0,001)	-0,000 (0,002)	0,013** (0,006)	-0,000 (0,007)	-0,006 (0,004)	-0,005* (0,002)	-0,001 (0,003)
Âge début sec.	0,273*** (0,051)	-0,130 (0,085)	0,185* (0,094)	0,025 (0,075)	-0,044 (0,090)	0,250 (0,171)	-0,149 (0,114)	0,012 (0,140)	0,130 (0,085)	0,087 (0,066)
Québec	-0,001 (0,003)	0,004 (0,003)	0,003 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,002)	-0,000 (0,004)	0,006 (0,005)	0,006 (0,004)	0,002 (0,002)	-0,001 (0,003)
Âge légal/ diplôme sec.	-0,017 (0,205)	-	-	-	-	0,185 (0,354)	-	-	-	-
Taux de chômage	-0,014 (0,019)	0,022 (0,024)	0,013 (0,016)	0,030*** (0,008)	0,012 (0,010)	0,000 (0,032)	0,006 (0,037)	0,017 (0,024)	0,038*** (0,013)	0,013 (0,016)
log(frais de scolarité)	-	-	0,212* (0,117)	0,117*** (0,016)	0,064 (0,064)	-	-	0,377* (0,197)	0,168* (0,094)	0,124 (0,108)
log(salaire minimum)	0,145 (0,669)	0,297 (0,550)	0,591*** (0,164)	-	-	-0,317 (0,854)	-0,368 (1,042)	0,722 (0,867)	-	-
Tendance mensuelle	-0,002 (0,004)	-0,002 (0,003)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,006)	0,003 (0,004)	-0,002 (0,003)	-0,001 (0,001)	0,002 (0,002)
$\alpha$	2,035*** (0,051)	0,968 (0,060)	1,271*** (0,039)	1,183*** (0,018)	0,809*** (0,024)	2,540*** (0,054)	1,312*** (0,073)	1,775*** (0,051)	1,561*** (0,018)	1,176*** (0,041)
$\phi_S$						- 0,011 (0,114)				
$\phi_{D_S}$						0,822*** (0,205)				
$\phi_{H_S}$						1,008*** (0,152)				
$\psi_P$						0,259*** (0,054)				
$\psi_{D_P}$						0,844*** (0,141)				
Log-vraisemblance	-15182,94					-14959,25				

<sup>b</sup> : Dans cette spécification, la variable de salaire minimum est définie comme le log du salaire minimum (en \$ de 2002).

$S$  : inscrit au secondaire ;  $D_S$  : décroché du secondaire ;  $H_S$  : en situation d'être hors études depuis l'obtention du diplôme secondaire ;  $P$  : inscrit au postsecondaire ;  $D_P$  : a abandonné le postsecondaire.

Écart-types robustes entre parenthèses.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

## 7 Conclusion

Dans cette recherche, nous avons développé et estimé un modèle de transition multi-états multi-épisodes qui nous a permis d'évaluer l'impact de variables qui affectent le parcours des études aux niveaux secondaire et postsecondaire. Notre étude nous a permis d'identifier l'effet de facteurs tels que les caractéristiques individuelles (durée de séjour dans un état, âge, statut socioéconomique), des variables macroéconomiques (taux de chômage), des variables de politiques publiques (âge légal de fréquentation scolaire, salaire minimum, frais de scolarité) qui peuvent influencer les trajectoires d'abandon et de reprise des études, ainsi qu'une variable de tendance.

Ainsi, nos résultats principaux, qui prennent en compte l'hétérogénéité dans les caractéristiques individuelles non observables, permettent de mettre en évidence l'impact de certains paramètres de politique sur le décrochage et le retour aux études. Nos constatations pourraient donc avoir d'importantes répercussions sur la mise en oeuvre et le ciblage d'interventions visant à favoriser la persévérance dans les établissements d'enseignement québécois et canadiens.

En premier lieu, nous observons que chez les jeunes hommes – mais non chez les jeunes femmes – atteindre l'âge légal de fréquentation scolaire au secondaire augmente le risque de décrocher (d'environ 60% chez les jeunes hommes). Ce résultat nous permet de conclure que hausser cet âge constitue un puissant mécanisme pour retarder le moment auquel les jeunes hommes quittent leurs études. On notera ainsi que l'âge légal pour quitter les études est de 18 ans dans trois provinces : l'Ontario, le Nouveau-Brunswick et le Manitoba. Il n'est que de 16 ans au Québec et dans les autres provinces. Il pourrait donc être opportun d'étudier la possibilité de hausser l'âge légal au Québec.

En second lieu, toujours chez les jeunes hommes – et non chez les jeunes femmes – un salaire minimum élevé tend à réduire le risque de « raccrocher » suite à un épisode de décrochage au secondaire. Ainsi, une augmentation de 10% du ratio du salaire minimum au salaire moyen dans une province s'accompagne d'une baisse de 12% du risque chez les hommes de retourner aux études secondaires après un épisode de décrochage.

Suivant un mouvement assez généralisé dans des juridictions comparables, le Québec a entrepris d'accroître progressivement le salaire minimum. Nos résultats devraient attirer l'attention sur une potentielle conséquence préoccupante d'un salaire minimum croissant plus rapidement que le salaire moyen : il encourage les jeunes hommes qui ont déjà décroché à ne pas retourner aux études. La hausse progressive du salaire minimum devrait donc s'accompagner d'une réflexion sur des mesures visant par ailleurs à accroître le rendement, tel que perçu par les individus, de la persévérance scolaire et d'un retour aux études après un épisode de décrochage.

En troisième lieu, les hommes et les femmes sont sensibles au niveau des frais de scolarité postsecondaires, mais ils le sont de manière différente. Selon nos résultats principaux, une hausse de 10% des frais de scolarité entraînerait une augmentation du risque d'interruption au postsecondaire de 1,5% chez les hommes et de 1,7% chez les femmes. Chez les jeunes hommes, les frais de scolarité ont aussi un impact négatif sur le risque d'entreprendre des études postsecondaires. Une hausse de 10% des frais entraînerait une réduction pouvant atteindre plus de 3% du risque d'entreprendre des études postsecondaires. Cet effet délétère d'une hausse des frais de scolarité sur la persévérance scolaire ne semble toutefois pas présent pour les jeunes femmes.

À l'instar de la hausse du salaire minimum pour les élèves du secondaire, nos

résultats soulignent qu'une hausse des frais de scolarité ne s'accompagnant pas de mesures de mitigation risque d'encourager l'interruption des études postsecondaires et de décourager les jeunes hommes à entreprendre de telles études.

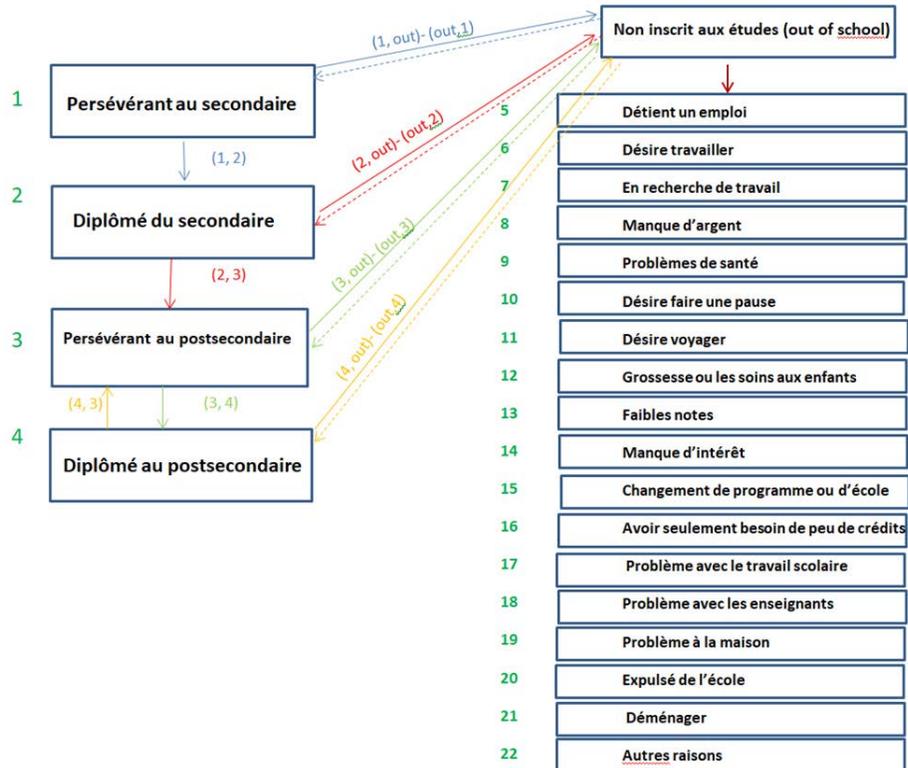
Au contraire, nous trouvons qu'une hausse des frais de scolarité augmente le risque d'entreprendre des études postsecondaires chez les jeunes femmes. Une interprétation possible de ce résultat plutôt contre-intuitif est qu'un niveau élevé de frais de scolarité dans un programme donné peut être interprété par les femmes comme un signal de qualité. Ces résultats suggèrent qu'une hausse des frais de scolarité pourrait renforcer l'actuelle tendance à la hausse du ratio femmes-hommes aux études postsecondaires.

On peut ainsi conclure que la conception d'éventuelles mesures visant à accompagner des réformes telles que des changements dans l'âge légal de fréquentation scolaire, dans le salaire minimum ou dans les frais de scolarité, doit s'appuyer sur une compréhension fine des décisions individuelles d'entreprendre ou de quitter les études. L'approche que nous avons proposée dans le cadre de cette recherche est un pas qui nous paraît prometteur dans cette direction.

# Annexes

## Annexe A.1

FIGURE 3 – États initiaux avant agrégation



## Annexe A.2

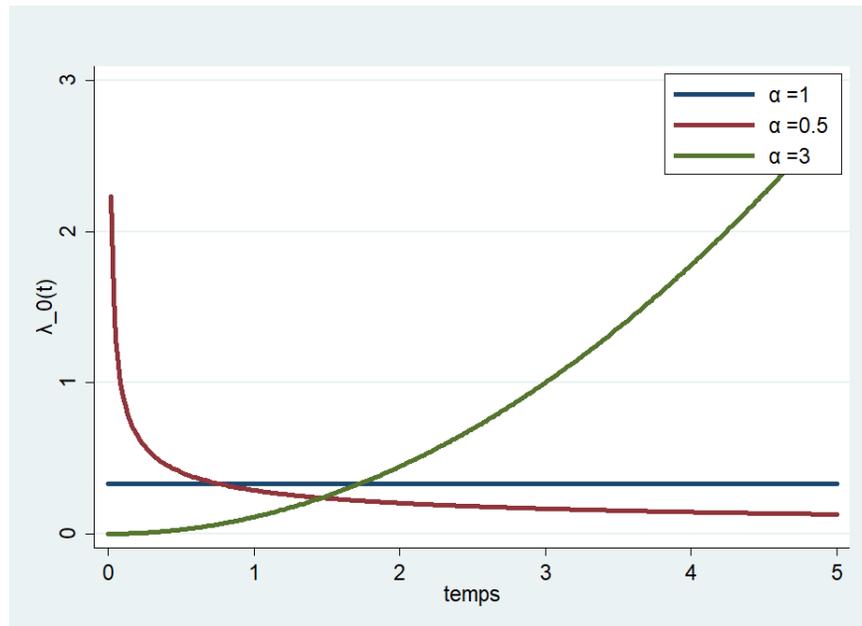


FIGURE 4 – Fonction de risque de Weibull

## Annexe A.3

### La fonction de vraisemblance simulée

La fonction de vraisemblance sur laquelle se fonde l'estimation par maximum de vraisemblance simulée du modèle économétrique s'appuie sur un certain nombre de concepts de base :

D'abord, nous avons cinq durées aléatoires de  $T_{jk}$  pour les cinq transitions retenues dans le modèle.

La fonction de densité (Weibull) conditionnelle de  $T_{jk}$  à  $t$  est donnée par :  $f_{jk}(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \omega_j)$ . Celle-ci correspond à la probabilité instantanée de passer de l'état d'origine  $j$  à l'état d'arrivée  $k$ , conditionnel à  $\mathbf{x}_{jk}(t)$  et à  $\omega_j$ .

La fonction de risque (Weibull) conditionnelle de  $T_{jk}$  à  $t$  est donnée par :  $\lambda_{jk}(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \omega_j)$ . Celle-ci correspond à la probabilité instantanée (ou le hasard) de passer de l'état d'origine  $j$  à l'état d'arrivée  $k$ , sachant que l'individu a survécu dans l'état d'origine au moins jusqu'à  $t$ , conditionnel à  $\mathbf{x}_{jk}(t)$  et à  $\omega_j$ .

Quant à la fonction de survie (Weibull) dans l'état  $j$  à  $t$ ,  $S_{jk}(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \omega_j)$ , elle donne la probabilité que la durée de séjour dans l'état d'origine  $j$  soit au moins égale à  $t$  (p. exp., le risque que l'individu poursuive ses études de secondaire au moins  $t$  mois).

Ainsi, la fonction de densité conditionnelle est égale au produit de la fonction de hasard et de la fonction de survie :

$$f_{jk}(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \omega_j) = \lambda_{jk}(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \omega_j) \times S_{jk}(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \omega_j),$$

avec la fonction de survie donnée par :

$$S_{jk}(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \omega_j) = \prod_{k \neq j} \exp(-\int_0^t \lambda_{jk}(\tau|\mathbf{x}_{jk}(\tau), \omega_j) d\tau).$$

Les paramètres du modèle s'obtiennent par la maximisation de la fonction de vraisemblance simulée suivante :

$$\widehat{\log L} = \sum_{i=1}^N \log[\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M L_i(t|\mathbf{x}_{jk}(t), \omega_{jm})],$$

où  $N$  est le nombre d'individus,  $M$  est le nombre de tirages dans la loi normale des  $\omega_{jm}$  (100 tirages pour les résultats que nous présentons)<sup>32</sup>, et  $L_i$  est la

32. Bien que la littérature ait établi que  $M=20$  semble être adéquat (Laroque & Salanié 1993, Kamionka 1998), nous avons choisi  $M=100$ . En général, la maximisation de la fonction de vraisemblance simulée produit des estimations convergentes si  $\sqrt{N}/M$  quand  $N \rightarrow +\infty$  et  $M \rightarrow +\infty$  (Gourieroux & Monfort 1991, 1996).

contribution de l'individu  $i$  à la vraisemblance totale :

$$L_i(t_f; f = 1, \dots, F_i | \mathbf{x}_{jfk_f}(t_f), \omega_{jfm}) = \prod_{f=1}^{F_i} \lambda_{jfk_f}(t_f | \mathbf{x}_{jfk_f}(t_f), \omega_{jfm}) S_{jfk_f}(t_f | \mathbf{x}_{jfk_f}(t_f), \omega_{jfm}),$$

où  $F_i$  est le nombre total d'épisodes pour l'individu  $i$ .

Un problème commun dans les modèles de durée est celui des données censurées à droite, c'est-à-dire que nous n'observons pas le moment où les individus quittent le dernier épisode. Dans nos données, tous les individus sont censurés à droite dans la dernière période, car au moment de l'enquête, ils sont soit aux études, soit au travail, soit ils ne sont ni aux études ni au travail. Notre analyse économétrique doit donc prendre en compte la censure à droite. Rappelons que notre modèle ne souffre pas de la censure à gauche grâce à la nature rétrospective de l'information fournie par l'enquête.

Tout ce qu'on connaît du dernier épisode des individus censurés à droite c'est que ceux-ci y ont survécu jusqu'au moment de la dernière enquête. Il en découle que  $L_i$  devient :

$$L_i(t_f; f = 1, \dots, F_i | \mathbf{x}_{jfk_f}(t_f), \omega_{jfm}) = \prod_{f=1}^{F_i} [\lambda_{jfk_f}(t_f | \mathbf{x}_{jfk_f}(t_f), \omega_{jfm})]^{1-c_{i_f}} S_{jfk_f}(t_f | \mathbf{x}_{jfk_f}(t_f), \omega_{jfm}),$$

$$\text{où } c_{i_f} = \begin{cases} 1 & \text{si l'épisode } f \text{ est censuré à droite} \\ 0 & \text{autrement.} \end{cases}$$

## Annexe A.4

Tableau 11 – Spécification avec éducation des deux parents<sup>a</sup>

	Hommes					Femmes				
	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)
Revenu familial	0,04 (0,06)	-0,06 (0,07)	-0,07 (0,06)	-0,007 (0,03)	-0,05 (0,04)	0,064 (0,169)	0,22 (0,234)	0,058 (0,101)	-0,009 (0,035)	0,065 (0,05)
Éduc_Mère	0,20 (0,202)	-0,04 (0,283)	-0,196 (0,169)	0,032 (0,096)	-0,057 (0,132)	0,052 (0,35)	-0,068 (0,34)	0,291 (0,22)	-0,158 (0,101)	-0,276** (0,1396)
Éduc_Père	0,192 (0,203)	0,276 (0,272)	-0,033 (0,1712)	0,08 (0,095)	-0,095 (0,128)	-0,127 (0,263)	-0,042 (0,295)	-0,442** (0,215)	0,042 (0,094)	0,099 (0,1395)
Âge début sec.	-0,456*** (0,126)	-0,574*** (0,071)	-0,04 (0,138)	0,143 * (0,081)	0,305*** (0,112)	0,194 (0,144)	0,435 * (0,25)	-0,092 (0,222)	0,214 (0,17)	0,226* (0,136)
Québec	0,002 (0,004)	0,008 (0,006)	0,003 (0,005)	0,002 (0,002)	0,000 (0,004)	0,009 * (0,005)	-0,004 (0,007)	-0,002 (0,005)	0,002 (0,002)	-0,004 (0,003)
Âge légal/ diplôme sec.	0,128 (0,285)					-0,108 (0,478)				
Taux de chômage	-0,035 * (0,021)	-0,014 (0,03)	0,012 (0,0166)	0,006 (0,0089)	0,018 (0,012)	0,015 (0,036)	0,022 (0,04)	0,015 (0,03)	-0,018 (0,015)	0,003 (0,021)
log(frais de scolarité)			0,075 (0,188)	0,016 (0,1102)	0,359** (0,161)			-0,111 (0,227)	0,131 (0,125)	0,048 (0,151)
log(salaire minimum/salaire moyen)	2,166*** (0,643)	-0,006 (0,276)	-1,61*** (0,139)			0,888 (1,614)	0,226 (1,323)	-0,871 (1,106)		
Tendance mensuelle	0,003 (0,005)	0,001 (0,004)	0,003 (0,003)	-0,002 (0,001)	-0,000 (0,002)	0,000 (0,007)	-0,011 * (0,005)	-0,003 (0,004)	0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)
$\alpha$	2,446*** (0,05)	1,200* (0,08)	1,852*** (0,05)	1,453*** (0,02)	1,333*** (0,03)	2,858*** (0,068)	1,404*** (0,085)	2,157*** (0,074)	1,587*** (0,021)	1,244*** (0,04)
$\phi_S$			0,085 (0,104)					-0,047 (0,14)		
$\phi_{D_S}$			0,926*** (0,219)					0,852*** (0,21)		
$\phi_{H_S}$			1,096*** (0,157)					1,471*** (0,23)		
$\psi_P$			0,037 (0,06)					-0,135* (0,05)		
$\psi_{D_P}$			-0,797 *** (0,09)					-0,876*** (0,1)		
<b>Log-vraisemblance</b>										

<sup>a</sup> : Dans cette spécification avec hétérogénéité, la variable de salaire minimum est définie comme le log du rapport entre le salaire minimum et le salaire moyen.

$S$  : inscrit au secondaire ;  $D_S$  : décroché du secondaire ;  $H_S$  : en situation d'être hors études depuis l'obtention du diplôme secondaire ;  $P$  : inscrit au postsecondaire ;  $D_P$  : a abandonné le postsecondaire. Écarts-types robustes entre parenthèses.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Tableau 12 – Spécification avec éducation de la mère<sup>a</sup>

	Hommes					Femmes				
	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)
Revenu familial	0,03 (0,06)	-0,06 (0,07)	-0,07 (0,06)	-0,009 (0,03)	-0,04 (0,04)	0,03 (0,118)	0,171 (0,25)	0,045 (0,09)	-0,01 (0,036)	0,05 (0,04)
Éduc_Mère	0,20 (0,20)	0,02 (0,27)	-0,21 (0,16)	0,06 (0,09)	-0,096 (0,122)	-0,083 (0,25)	-0,15 (0,31)	0,04 (0,17)	-0,145 * (0,087)	-0,26** (0,117)
Âge début sec.	-0,47 (0,425)	-0,59*** (0,09)	-0,03 (0,10)	0,13 * (0,081)	0,305*** (0,09)	0,292 (0,217)	0,473** (0,224)	0,004 (0,149)	0,212** (0,092)	0,202** (0,096)
Québec	0,002 (0,004)	0,008 (0,006)	0,003 (0,005)	0,002 (0,002)	0,000 (0,003)	0,008 (0,005)	-0,006 (0,007)	0,000 (0,004)	0,002 (0,002)	-0,004 (0,003)
Âge légal/ diplôme sec.	0,121 (0,28)					-0,074 (0,36)				
Taux de chômage	-0,037 * (0,021)	-0,015 (0,03)	0,013 (0,017)	0,006 (0,009)	0,018 (0,012)	-0,01 (0,034)	0,000 (0,04)	-0,008 (0,03)	-0,016 (0,014)	0,005 (0,019)
log(frais de scolarité)			0,073 (0,21)	0,022 (0,101)	0,355*** (0,135)			-0,048 (0,199)	0,124 (0,099)	0,057 (0,142)
log(salaire minimum/salaire moyen)	2,31*** (0,48)	0,174 (0,21)	-1,66 (1,152)			0,424 (0,814)	0,33 (2,394)	-0,89 (1,202)		
Tendance mensuelle	0,004 (0,005)	0,002 (0,004)	0,003 (0,003)	-0,002 (0,001)	-0,000 (0,002)	0,001 (0,007)	-0,011 * (0,005)	-0,003 (0,003)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)
$\alpha$	2,443*** (0,05)	1,197* (0,08)	1,854*** (0,06)	1,452*** (0,02)	1,332*** (0,03)	2,872*** (0,063)	1,402*** (0,084)	2,157*** (0,059)	1,588*** (0,021)	1,206*** (0,05)
$\phi_S$			0,081 (0,103)					0,024 (0,125)		
$\phi_{D_S}$			0,917*** (0,223)					0,912*** (0,182)		
$\phi_{H_S}$			1,102*** (0,163)					1,030*** (0,181)		
$\psi_P$			0,037 (0,060)					0,262 *** (0,060)		
$\psi_{D_P}$			-0,796 *** (0,090)					0,946*** (0,160)		
Log-vraisemblance			-12561,95					-11745,89		

<sup>a</sup> : Dans cette spécification avec hétérogénéité, la variable de salaire minimum est définie comme le log du rapport entre le salaire minimum et le salaire moyen.

$S$  : inscrit au secondaire ;  $D_S$  : décroché du secondaire ;  $H_S$  : en situation d'être hors études depuis l'obtention du diplôme secondaire ;  $P$  : inscrit au postsecondaire ;  $D_P$  : a abandonné le postsecondaire. Écarts-types robustes entre parenthèses.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Tableau 13 – Spécification avec éducation des deux parents<sup>b</sup>

	Hommes					Femmes				
	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)	$S \rightarrow D_S$ (1)	$D_S \rightarrow S$ (2)	$H_S \rightarrow P$ (3)	$P \rightarrow D_P$ (4)	$D_P \rightarrow P$ (5)
Revenu familial	0,05 (0,07)	-0,05 (0,07)	-0,07 (0,06)	-0,01 (0,03)	-0,05 (0,04)	0,065 (0,127)	0,22 * (0,117)	0,065 (0,100)	-0,01 (0,034)	0,066 (0,05)
Éduc_Mère	0,20 (0,187)	-0,04 (0,286)	-0,178 (0,171)	0,032 (0,097)	-0,05 (0,132)	0,034 (0,287)	-0,074 (0,32)	0,282 (0,214)	-0,158 * (0,091)	-0,275** (0,132)
Éduc_Père	0,224 (0,195)	0,337 (0,274)	-0,04 (0,167)	0,079 (0,098)	-0,096 (0,130)	-0,146 (0,243)	-0,051 (0,266)	-0,438** (0,218)	0,041 (0,09)	0,098 (0,13)
Âge début sec.	-0,41*** (0,11)	-0,602 (0,449)	-0,085 (0,124)	0,14 * (0,085)	0,305*** (0,108)	0,23 (0,258)	0,445** (0,217)	-0,116 (0,114)	0,216*** (0,037)	0,227** (0,103)
Québec	0,003 (0,004)	0,01 * (0,006)	0,003 (0,005)	0,002 (0,003)	0,00024 (0,003)	0,008 * (0,005)	-0,004 (0,007)	-0,002 (0,005)	0,002 (0,002)	-0,004 (0,003)
Âge légal/ diplôme sec.	0,09 (0,277)					-0,100 (0,398)				
Taux de chômage	-0,027 (0,021)	-0,022 (0,028)	0,01 (0,017)	0,005 (0,009)	0,0179 (0,012)	0,018 (0,037)	0,024 (0,048)	0,017 (0,033)	-0,018 (0,015)	0,003 (0,021)
log(frais de scolarité)			0,15 (0,231)	0,017 (0,131)	0,358** (0,139)			-0,06 (0,215)	0,13 (0,088)	0,047 (0,149)
log(salaire minimum)	0,647 (0,915)	-1,79*** (0,303)	-0,44 (0,392)			0,572 (1,298)	0,095 (0,613)	0,521 (0,976)		
Tendance mensuelle	0,002 (0,006)	0,004 (0,004)	0,003 (0,003)	-0,002 (0,001)	-0,000 (0,002)	0,001 (0,007)	-0,011 * (0,005)	-0,004 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,000 (0,002)
$\alpha$	2,435*** (0,005)	1,189* (0,008)	1,844*** (0,006)	1,453*** (0,002)	1,332*** (0,003)	2,863*** (0,06)	1,402*** (0,09)	2,149*** (0,07)	1,587*** (0,02)	1,244*** (0,04)
$\phi_S$			0,085 (0,106)					-0,055 (0,136)		
$\phi_{D_S}$			0,889*** (0,244)					0,841 *** (0,226)		
$\phi_{H_S}$			1,088 *** (0,173)					1,458 *** (0,207)		
$\psi_P$			0,039 (0,064)					-0,135 * (0,005)		
$\psi_{D_P}$			-0,795*** (0,09)					-0,876*** (0,099)		
Log-vraisemblance			-12561,29					-11728,26		

<sup>b</sup> : Dans cette spécification avec hétérogénéité, la variable de salaire minimum est définie comme le log du salaire minimum (en \$ de 2002).  $S$  : inscrit au secondaire ;  $D_S$  : décroché du secondaire ;  $H_S$  : en situation d'être hors études depuis l'obtention du diplôme secondaire ;  $P$  : inscrit au postsecondaire ;  $D_P$  : a abandonné le postsecondaire.  
Écart-types robustes entre parenthèses. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .



## Références

- Allison, P. (2014), *Event History and Survival Analysis, Second Edition*, Quantitative Applications in the Social Sciences, SAGE.
- Barr-Telford, L., Cartwright, F., Prasil, S. & Shimmons, K. (2003), Accès, persévérance et financement : premiers résultats de l'enquête sur la participation aux études postsecondaires (epÉp), Technical report, Statistique Canada, Ottawa. Document de recherche, 81-595- MIF2003007.
- Belley, P., Frenette, M. & Lochner, L. (2014), 'Post-secondary attendance by parental income in the u.s. and canada : Do financial aid policies explain the differences?', *The Canadian Journal of Economics* **47**(2), 664–696.
- Belzil, C. & Hansen, J. (2006), Educational attainment in canada : Effects of individual attributes and expected outcomes, Working Paper 2006 C-11, Social Sciences and Humanities Research Council.
- Berg, V. d. (1997), 'Association measures for durations in bivariate hazard rate models', *Journal of Econometrics* **79**(2), 221–45.
- Bonnal, L., Fougère, D. & Sérandon, A. (1997), 'Evaluating the impact of french employment policies on individual labour market histories', *The Review of Economic Studies* **64**(4), 683–713.
- Bowlby, G. (2005), Taux de décrochage provinciaux – tendances et conséquences, Technical report, Statistique Canada No 81-004-XIF au catalogue. Questions d'Éducation.
- Cameron, S. V. & Heckman, J. J. (1998), 'Life cycle schooling and dynamic selection bias : Models and evidence for five cohorts of american males', *Journal of Political Economy* **106**(2), 262–333.
- Cameron, S. V. & Heckman, J. J. (2001), 'The dynamics of educational attainment for black, hispanic, and white males', *Journal of Political Economy* **109**(3), 455–499.
- Castro, R. & Poitevin, M. (2014), 'Éducation et frais de scolarité', *L'Actualité économique* **90**(3), 147–162.
- CCA (2008), État de l'apprentissage au canada : Vers un avenir axé sur l'apprentissage, Technical report, Conseil Canadien sur l'apprentissage. Rapport sur l'enseignement au Canada.
- CCDF (2007), Applying the construct of resilience to career development : Lessons from curriculum development, Technical report, Canadian Career Development Foundation, Montreal. Canada Millennium Scholarship Foundation.
- Chaplin, D. D., Turner, M. D. & Pape, A. D. (2003), 'Minimum wages and school enrollment of teenagers : a look at the 1990's', *Economics of Education Review* **22**(1), 11 – 21.

- Corman, H. (1983), ‘Postsecondary education enrollment responses by recent high school graduates and older adults’, *Journal of Human Resources* **18**, 247–267.
- Eckland, B. (1964), ‘College dropouts who came back’, *Harvard Educational Review* **34**(3), 402–420.
- Eckstein, Z. & Wolpin, K. I. (1999), ‘Why youths drop out of high school : The impact of preferences, opportunities, and abilities’, *Econometrica* **67**(6), 1295–1339.
- Fernandez, R. & Shioji, E. (2001), Human capital investment in the presence of unemployment : Application to university enrolment in Spain, Working Paper 9966, University of Oxford, Department of Economics.
- Finnie, R. & Qiu, H. (2008), The patterns of persistence in post-secondary education in Canada : Evidence from the YITS-B dataset, Technical report, MESA Project Working Paper.
- Fortin, B. & Ragued, S. (2017), ‘Does temporary interruption in postsecondary education induce a wage penalty? Evidence from Canada’, *Economics of Education Review* **58**, 108 – 122.
- Goldin, C. & Katz, L. F. (2008), ‘Transitions : Career and family life cycles of the educational elite’, *American Economic Review* **98**, 363–369.
- Gourieroux, C. & Monfort, A. (1991), ‘Simulation based econometrics in models with heterogeneity’, *Annales d’économie et de statistique* **20**, 69–107.
- Gourieroux, C. & Monfort, A. (1996), *Simulation-Based Econometric Methods*, Core Lectures, Oxford : Oxford University Press.
- Grayson, J. P. & Grayson, K. (2003), Les recherches sur le maintien et la diminution des effectifs étudiants, Technical report, Fondation canadienne des bourses d’études du millénaire, Montréal.
- Hansen, J. & Liu, X. (2013), A structural model of educational attainment in Canada. IZA Discussion Paper No. 7237.
- Heckman, J. & Singer, B. (1984), ‘A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data’, *Econometrica* pp. 271–320.
- Kamionka, T. (1998), ‘Simulated maximum likelihood estimation in transition models’, *Econometrics Journal* **1**, C129–C153.
- Kodde, D. A. (1988), ‘Unemployment expectations and human capital formation’, *European Economic Review* **32**(8), 1645 – 1660.

- Lacroix, G. & Brouillette, D. (2011), ‘Assessing the impact of a wage subsidy for single parents on social assistance’, *The Canadian journal of economics* **44**(4), 1195–1221.
- Lambert, M., Zeman, K., A. M. & Bussière, P. (2004), Who pursues postsecondary education, who leaves and why : Results from the youth in transition survey, Technical report, Statistique Canada, Ottawa. Document de recherche, 81-595-MIE2004026.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- Landon, S. (1997), ‘High school enrollment, minimum wages and education spending’, *Canadian Public Policy* **23**(2), 141–163.
- Laplante, B., María Constanza, Pierre Canisius Kamanzi, P. D. & Moulin, S. (2010), When young canadian adults return to school : a decision anchored in the individual’s social and academic past, Technical report, Centre inter-universitaire de recherche sur la science et la technologie (CIRST). Projet Transitions, Research paper 12.
- Laroque, G. & Salanié, B. (1993), ‘Simulation-based estimation of models with lagged latent variables’, *Journal of Applied Econometrics* **8**, S119– S133.
- Light, A. (1996), ‘Hazard model estimates of the decision to reenroll in school’, *Labour Economics* **2**(4), 381 – 406.
- Liu, X. (2014), Educational attainment of second-generation immigrants : A u.s.-canada comparison, Working Paper 8685, Institute of Labor Economics.
- Lleras-Muney, A. (2002), ‘Were compulsory attendance and child labor laws effective? an analysis from 1915 to 1939’, *The Journal of Law and Economics* **45**(2), 401–435.
- Marcus, R. D. (1986), ‘Earnings and the decision to return to school’, *Economics of Education Review* **5**(3), 309 – 317.
- Mare, R. D. (1980), ‘Social background and school continuation decisions’, *Journal of the American Statistical Association* **75**(370), 295–305.
- Martinello, F. (2007), Student transitions and adjustments in canadian post-secondary education, Technical report, Canada Millennium Scholarship Foundation, Montreal.
- Mealli, F. & Pudney, S. (2003), Applying heterogeneous transition models in labour economics : the role of youth training in labour market transitions, *in* ‘Analysis of Survey data’, Boston : Wiley.

- Montmarquette, C., Viennot-Briot, N. & Dagenais, M. (2007), 'Dropout, school performance, and working while in school', *The Review of Economics and Statistics* **89**(4), 752–760.  
**URL:** <http://www.jstor.org/stable/40043098>
- Neumark, D. & Wascher, W. (1995), 'Minimum wage effects on employment and school enrollment', *Journal of Business and Economic Statistics* **13**(2), 199–206.
- Neumark, D. & Wascher, W. (1996), 'The effects of minimum wages on teenage employment and enrollment : Estimates from matched cps data', *Research in Labor Economics* **15**, 25–64.
- Neumark, D. & Wascher, W. (2003), 'Minimum wages and skill acquisition : another look at schooling effects', *Economics of Education Review* **22**(1), 1 – 10.
- Oreopoulos, P. (2006), 'The compelling effects of compulsory schooling : Evidence from canada', *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique* **39**(1), 22–52.
- Parent, D. (2006), 'Work while in high in canada : its labour market and educational attainment effects', *Canadian Journal of Economics* **39**(4), 1125–1150.
- Parkin, A. & Baldwin, N. (2009), Persistence in post-secondary education in canada : the latest research, Technical report, Canada Millennium Scholarship Foundation, Montréal, Québec. Millennium research note, no. 8.
- Raymond, M. (2008), Décrocheurs du secondaire retournant à l'école, Technical report, Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation. Ministère de l'Industrie.
- Rivard, M. & Raymond, M. (2004), The effect of tuition fees on post-secondary education in Canada in the late 1990s. Working Paper 2004-09, Ministère des Finances.
- Santiago, P., Karine Tremblay, E. B. & Arnal, E. (2008), 'The title of the work', *Tertiary Education for the Knowledge Society* **2**. OECD.
- Shaienks, D. & Gluszynski, T. (2007), Participation in postsecondary education : Graduates, continuers and drop outs, results from yits cycle 4, Technical report, Statistics Canada. Catalogue no. 81-595-MIE — No. 059.
- Spletzer, J. R. (1990), Post-secondary education and labor supply in the early stages of the life cycle, PhD thesis, Northwestern University, Evanston, IL.
- Turcotte, M. (2011), Femmes au Canada : rapport statistique fondé sur le sexe, Technical report, Statistics Canada.
- Weibull, W. (1951), 'A statistical distribution function of wide applicability', *J. Appl. Mech.-Trans. ASME* **18**(3), 293–297.