



CIRANO

Allier savoir et décision

LE DÉCROCHAGE SCOLAIRE AU QUÉBEC: RÉSULTATS ET SIMULATIONS DE POLITIQUES

AREZOO BANIHASHEM
CHRISTIAN BELZIL
JORGEN HANSEN

2021RP-20
RAPPORT DE PROJET



Les rapports de projet sont destinés plus spécifiquement aux partenaires et à un public informé. Ils ne sont ni écrits à des fins de publication dans des revues scientifiques ni destinés à un public spécialisé, mais constituent un médium d'échange entre le monde de la recherche et le monde de la pratique.

Project Reports are specifically targeted to our partners and an informed readership. They are not destined for publication in academic journals nor aimed at a specialized readership, but are rather conceived as a medium of exchange between the research and practice worlds.

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du gouvernement du Québec, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Quebec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the government of Quebec, and grants and research mandates obtained by its research teams.

Les partenaires du CIRANO – CIRANO Partners

Partenaires corporatifs – Corporate Partners

Autorité des marchés financiers
Banque de développement du Canada
Banque du Canada
Banque nationale du Canada
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du Québec
Énergir
Hydro-Québec
Innovation, Sciences et Développement économique Canada
Intact Corporation Financière
Investissements PSP
Manuvie Canada
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 – Academic Partners

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. *CIRANO collaborates with many centers and university research chairs; list available on its website.*

© Octobre 2021. Arezoo Banihashem, Christian Belzil et Jorgen Hansen. 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.*

Les idées et les opinions émises dans cette publication sont sous l'unique responsabilité des auteurs et ne représentent pas nécessairement les positions du CIRANO ou de ses partenaires. *The observations and viewpoints expressed in this publication are the sole responsibility of the authors; they do not necessarily represent the positions of CIRANO or its partners.*

LE DÉCROCHAGE SCOLAIRE AU QUÉBEC: RÉSULTATS ET SIMULATIONS DE POLITIQUES

Arezoo Banihashem *, *Christian Belzil* † et *Jorgen Hansen* ‡

Résumé

Dans ce rapport, nous analysons les résultats obtenus sur le marché du travail des décrocheurs du secondaire au Québec, en Ontario, en Alberta et en Colombie Britannique et les comparons à ceux qui ont obtenu un diplôme du secondaire. Notre modèle économétrique contribue à expliquer pourquoi la proportion de jeunes hommes sans diplôme secondaire est substantiellement plus élevée au Québec qu'ailleurs au Canada et clarifie l'importance de l'effet désincitatif de l'aide sociale au Québec.

Mots-clés : Economie de l'éducation, offre de travail, abandon scolaire
CODE JEL : I2, J2, J3

Abstract

We analyze labour market outcomes of high school drop-outs in Québec, Ontario, Alberta and British Columbia and compare them to those obtained by High School graduates. Our econometric model is capable of explaining why drop-out rates are higher among Québec males and stresses the role played by disincentives induced by the Québec welfare system.

Key words: Economics of Education, labor supply, High school drop-out
JEL CODE : I2, J2, J3

* Département d'économie, Université de Concordia et CIRANO

† Institut Polytechnique de Paris, CIRANO et IZA

‡ Département d'économie, Université de Concordia, CIRANO, CIREQ et IZA

LE DÉCROCHAGE SCOLAIRE AU QUÉBEC: RÉSULTATS ET SIMULATIONS DE POLITIQUES¹

Arezoo Banihashem

Département d'économie, Université de Concordia et CIRANO

Christian Belzil

Institut Polytechnique de Paris, CIRANO et IZA

Jorgen Hansen

Département d'économie, Université de Concordia, CIRANO, CIREQ et IZA

Abstrait

Dans ce rapport nous décrivons les performances sur le marché du travail des décrocheurs du secondaire au Québec, en Ontario, en Alberta et en Colombie Britannique et les comparons à ceux qui ont obtenu un diplôme du secondaire. Les décrocheurs du secondaire performant moins bien que les diplômés dans toutes les provinces que nous avons étudiées bien que la performance des décrocheurs québécois soit comparable à celle des décrocheurs ontariens. Cependant, la proportion de jeunes hommes sans diplôme secondaire est substantiellement plus élevée au Québec qu'ailleurs. Nous avons par la suite construit et estimé un modèle de participation à l'aide sociale et d'offre de travail et l'avons utilisé pour évaluer les changements de politiques visant à stimuler l'offre de travail des travailleurs moins qualifiés. Les résultats de la simulation suggèrent que les décideurs doivent adopter des stratégies à long terme pour améliorer l'acquisition de compétences à l'école (diminuer le taux d'abandon) et pour réduire les obstacles financiers à la participation au marché du travail. Sans cela, il sera difficile de réduire la dépendance à l'aide sociale des peu qualifiés. Les critères d'éligibilité de l'aide sociale actuelle offrent très peu d'incitation au travail.

¹ Nous sommes très reconnaissants à Raphaël Janaji pour son assistance de recherche excellente. L'analyse présentée dans ce rapport fut dirigée au Centre Interuniversitaire québécois de statistiques sociales qui est associé au Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR). Les services et activités fournis par le CIQSS sont possibles par support financier ou en nature du Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH), les Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), Statistiques Canada, les Fonds de recherche du Québec et les universités du Québec. Les vues exprimées dans ce rapport sont celles de ses auteurs, et ne sont pas nécessairement celles de la RCCDR, de la CIQSS ou de ses partenaires.

1. INTRODUCTION

Depuis des décennies, le taux de décrochage scolaire au Québec est parmi les plus élevés au Canada et est régulièrement plus élevé que celui de l'Ontario.² En 2018, la proportion d'hommes âgés de 25 à 34 ans avec un niveau d'étude moindre que l'école secondaire était de 11 pour cent au Québec — le plus élevé de toutes les provinces (Statistiques Canada, 2019). En comparaison, la proportion en Ontario était de 6 pour cent. De plus, le taux de décrochage au Québec est considérablement plus faible chez les femmes (6 pour cent). L'incidence régulièrement plus élevée du décrochage au secondaire attire l'attention des décideurs publiques ainsi que de plusieurs chercheurs et autres membres de la société québécoise. Par exemple, la Stratégie d'action visant la persévérance et la réussite scolaires formé en 2008 afin d'examiner le problème, a produit un rapport en 2009 qui documente la situation et fournit un plan d'action pour améliorer la rétention des étudiants et l'obtention du diplôme d'études secondaires.

Selon nos données, les décrocheurs du secondaire ont des salaires plus faibles, des opportunités d'emplois plus faibles et des fréquences d'activités criminelles et de dépendance à l'aide sociale plus élevés que les plus éduqués.³ Ceci représente un coût important pour la société à cause de la majoration des dépenses de transferts gouvernementaux ainsi qu'à cause de la perte de revenu provenant de la taxation. Le rapport estime ce coût à 120 000 \$ par personne au Québec. Milligan et Lemieux (2007) suggèrent que ce coût pourrait être plus élevé au Québec que dans les autres provinces, car les taux d'emploi des décrocheurs ont tendance à être plus faible et les taux de participation à l'aide sociale sont plus élevés dans cette province.

Dans ce rapport, nous nous concentrerons sur les performances des décrocheurs, bien que nous reconnaissons qu'il existe potentiellement d'autres impacts du faible niveau de scolarité, tels que sur la santé ou l'incidence d'activités criminelles. En particulier, nous utiliserons les données récentes sur les jeunes hommes qui ont décroché du secondaire Québec, et qui ont été collectées

² Tout au long de ce report, nous utiliserons l'expression de décrocheur d'école secondaire pour les personnes qui n'ont pas obtenu de diplôme d'études secondaires ou un *Diplôme D.E.S* au Québec.

³ Nous utiliserons les expressions aide sociale et assistance sociale de manière interchangeable dans ce rapport.

au cours du recensement canadien de 2016, et présenterons une analyse détaillée et une évaluation des différentes options de politiques, conçus pour améliorer et stimuler l'offre de de travail pour ce groupe.⁴

En utilisant ces données et en comparant les résultats de quatre provinces différentes (Québec, Ontario, Alberta et la Colombie-Britannique), nous trouvons que le salaire horaire minimum parmi les décrocheurs du secondaire (exprimé en dollars de 2015) était le plus faible au Québec (à 20 \$) et le plus élevé en Alberta (à 29 \$). En Ontario et en Colombie-Britannique, le salaire moyen était de 22 \$.⁵ Cependant, lorsque nous comparons les salaires moyens chez les décrocheurs avec ceux des diplômés du secondaire, les décrocheurs du Québec font meilleure figure que les décrocheurs des autres provinces parce que le salaire moyen des diplômés du secondaire est également le plus faible au Québec.

En termes de taux d'emploi et d'aide sociale, les décrocheurs du secondaire du Québec et de l'Ontario performant moins bien que ceux de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. Lorsque nous les comparons aux diplômés d'école secondaire, les décrocheurs du Québec ont des taux d'emploi relativement plus faibles que les décrocheurs de l'Ontario, mais similaires aux décrocheurs dans l'Alberta et la Colombie-Britannique. En termes d'aide sociale, les taux de participations sont substantiellement plus élevés parmi les décrocheurs que parmi les diplômés du secondaire dans toutes les provinces (le taux de participation est de 2,5 fois plus élevé pour les décrocheurs au Québec, en Ontario et en Alberta puis encore plus élevé dans la Colombie-Britannique). Globalement, pour tous les résultats mesurables (salaires, emploi, et participation à l'aide sociale) et pour les quatre provinces, les décrocheurs sont désavantagés substantiellement comparativement aux diplômés du secondaire.

⁴ Nous limitons l'attention aux hommes sans diplôme d'études secondaires principalement parce que le taux de décrochage est substantiellement plus élevé chez les hommes que les femmes. De plus, les activités du marché du travail des jeunes hommes sont plus faciles à analyser parce que nous pouvons ignorer les décisions de fertilité.

⁵ Nous limitons la comparaison à ces quatre provinces à cause de leur importance économique sur le plan canadien.

Il est important d'analyser les raisons qui expliquent la faible performance des décrocheurs d'école secondaire sur le marché du travail et le rôle des politiques publiques. Tandis que chaque province vise à améliorer le niveau de vie des travailleurs peu qualifiés et à limiter l'incidence de la pauvreté, ils doivent aussi s'assurer que ces mesures ne soient pas désincitatives. Ceci représente un équilibre difficile à atteindre et les provinces ont adopté des approches différentes. L'estimation et l'évaluation des réactions individuelles à une variété de politiques d'aide sociale peut aider les décideurs à prendre des décisions mieux informées qui seraient elles-mêmes basées sur les comportements d'offre de travail et de participation à l'aide sociale.

Le sujet est crucial parce que les changements technologiques observés sur le marché du travail pourraient changer le paysage dramatiquement pour les travailleurs à faible niveau de compétence. Il est donc crucial d'investiguer et d'analyser les politiques alternatives conçues pour remédier à ces problèmes. Dans ce rapport, nous développerons et estimerons un modèle économique simple d'offre de travail et du taux de dépendance à l'aide sociale et nous l'utiliserons pour simuler des expérimentations politiques contrefactuelles. Un modèle similaire a été utilisé dans Hansen et Liu (2015) qui ont montré qu'un tel modèle était capable d'estimer avec précision les effets de traitement d'une augmentation significative des prestations d'aide sociale.

Les expérimentations que nous considérons incluent à la fois des incitations et des pénalités. Par exemple, nous simulons les effets d'une baisse de la subvention salariale et d'un développement des crédits d'impôt sur le salaire. Ces simulations illustrent bien les politiques généralement conçues pour améliorer les incitations au travail, et en particulier celles qui ont été discutées ou exécutées à la fois au Québec et dans d'autres juridictions. Nous simulons également les effets de changements au programme d'assistance sociale, conçus pour minimiser l'attractivité de la dépendance à l'aide sociale, tel que la réduction de niveaux de prestations.

Comme mentionné plus haut, nous concentrons notre analyse sur les incitations au retour au travail, quand ces dernières sont générées à travers les salaires et les transferts

gouvernementaux. Parce que la décision de décrocher ou non est aussi importante, nous simulons également l'impact potentiel d'une réforme d'études secondaires obligatoire qui rendrait le fait de décrocher de l'école secondaire incompatible avec l'usage d'emploi et d'aide sociale. Les résultats de cet exercice illustrent l'importance de la prise en compte du concept d'hétérogénéité (un concept crucial dans toute analyse statistique moderne) qui peut prendre des formes diverses; différences au niveau des préférences pour l'éducation, différences au niveau des aptitudes scolastiques (cognitives), différences au niveau du succès sur le marché du travail (explicables elles même par des différences au niveau des aptitudes cognitives et non-cognitives), afin de quantifier de façon précise l'effet des changements (marginaux) dans l'environnement économique.

En d'autres termes, la disponibilité d'aide sociale réduit de façon générale les rendements monétaires de l'éducation (c'est-à-dire l'incitation financière aux études) pour ceux qui n'ont comme option réaliste qu'un choix entre abandon scolaire ou complétion d'un niveau scolaire relativement bas. En terme purement économique, il faut donc reconnaître que la générosité de l'aide sociale contribue non seulement à réduire l'offre de travail, mais aussi à réduire l'incitation à la complétion des études.

Les résultats de ce rapport mettent aussi en évidence l'importance des préférences pour le travail et le loisir ainsi que les motivations financières. Afin de réduire le nombre de jeunes peu qualifiés qui dépendent de l'aide sociale, et d'améliorer leurs performances sur le marché de travail, les décideurs doivent adopter une stratégie de long terme visant à améliorer l'acquisition de compétences à l'école dès le jeune âge, et doivent réduire les barrières économiques qui entravent l'occupation d'emplois faiblement rémunérés. Les critères d'éligibilité à l'aide sociale présentement appliqués au Québec offrent peu d'incitations à abandonner l'aide sociale en échange de travail à temps partiel ou à temps plein lorsqu'il s'agit de salaires modestes. Cet environnement risque de conforter les individus dans la dépendance à l'aide sociale et à les exclure du marché du travail. Ceci pourrait avoir des conséquences sérieuses sur ces individus et,

en présence d'un marché de travail changeant rapidement, il est plus important que jamais de résoudre ce problème afin de réduire la persistance du niveau de dépendance à l'aide sociale.

Le rapport est organisé comme suit. Dans la prochaine section, nous examinons la littérature sur l'effet des politiques gouvernementales sur l'offre de travail et l'aide sociale. Dans la troisième partie, nous décrivons les données. Celle-ci est suivie par une description du cadre méthodologique (quatrième section) et de son estimation (cinquième section). La sixième section contient une présentation des résultats et particulièrement les simulations contrefactuelles ainsi qu'un sommaire des résultats et des recommandations de politiques. Le rapport se termine sur quelques remarques.

2. LITTÉRATURE

La majorité des études déjà publiées sur l'impact des politiques gouvernementales sur l'offre de travail et l'aide sociale, soit au Canada, soit au niveau international, se sont concentrées sur les comportements des mères célibataires ou des ménages. Très peu se sont concentrés sur les jeunes célibataires à faible niveau de compétence, malgré le fait que le chômage et la participation à l'aide sociale demeure systématiquement très élevés pour ce groupe. L'analyse de ce rapport vise à y remédier.

Cette section examine brièvement les résultats concernant le marché du travail et la participation à l'assistance sociale (AS) et aux programmes de soutien au revenu pour les ménages à revenu faible, qui ont été obtenus dans d'autres études. Nous examinons aussi la relation entre la structure des programmes d'assistance sociale et l'accumulation de capital humain (essentiellement, l'acquisition de connaissance) au Canada.

Les prestations d'assistance sociale sont conçues comme un dernier recours pour les familles dans le besoin et l'assistance financière leur permet d'atteindre un niveau de bien-être minimum. Toutefois, elles sont souvent critiquées pour la création d'effets dissuasifs sur l'offre de travail et

une incitation à la dépendance à l'aide sociale. Plusieurs études ont examiné l'effet des transferts dans divers programmes (voir par exemple Hoynes [1996] et Moffitt [2003] pour les ÉU; Allen [1993], Lemieux et Milligan [2008] et Hansen et Liu [2015] pour le Canada et Bargain et Doorley [2011 et 2017] pour la France). De façon générale, il y a consensus chez les économistes pour dire que ces programmes sont associés à une réduction significative du niveau d'emploi des participants.

Un paramètre important dans le calcul d'assistance sociale est le taux auquel les prestations sont réduites lorsque les bénéficiaires d'aide sociale travaillent. Dans le passé, ce taux était fréquemment fixé à cent pour cent pour éviter l'attraction de plus de personnes vers le programme.⁶ Cependant, puisqu'il joue le même rôle qu'une taxe implicite sur le travail (il réduit l'incitation au travail en réduisant le coût du loisir), il augmente donc la dépendance à l'aide sociale. L'impact mesuré de façon empirique varie généralement d'une étude à l'autre. Quelques études (voir Hoynes [1996], Keane et Moffitt [1998] et Huffman et Jensen [2005]) montrent que le taux de réduction des prestations a un effet mineur sur l'offre de travail et augmente en fait la participation dans d'autres programmes de soutien de revenu parallèles tels que le programme de bons alimentaires dans les États-Unis. D'autres études montrent que l'impact de cet effet dépend du type de famille (Moffitt, 1986) et du niveau des compétences et d'éducation de la population concernée (Bargain et Doorley, 2017).

Pour encourager la participation sur le marché du travail, certaines politiques étaient conçues pour récompenser le travail en utilisant une forme de salaire ou de subvention au revenu. Certains programmes sont destinés à un groupe spécifique de travailleurs (souvent les familles avec des enfants, tels que le UK Working Family Tax Credit [WFTC]) tandis que d'autres sont plus universelles et basées à partir du statut démographique (tel que le US Earned Income Tax Credit [EITC], l'Allocation canadienne pour les travailleurs [ACT] et le prime au travail du Québec [PT]).

⁶ Ceci est le taux courant de la Revenu minimum d'insertion (RMI) au Québec et en France. Il était le taux appliqué pour le programme « American Aid to Families with Dependent Children » (AFDC).

En plus de ces motivations économiques, le gouvernement peut aussi considérer une politique qui se traduirait par l'imposition d'un minimum d'heures travaillées afin de pouvoir recevoir l'assistance sociale. Riddell et Riddell (2014) ont noté, cependant, qu'un des problèmes générés par une composante de ce genre est leur effet potentiellement négatif sur les choix éducatifs. Quelques études ont cherché à déterminer si les programmes de formation gouvernementaux visant l'acquisition de compétences par la formation ou les choix éducatifs peuvent réduire la dépendance à l'aide sociale par (Fortin et al., 1999a et Gilbert et al. 2011, Berrett, 2000). Les résultats suggèrent que la majorité des programmes de formation et une hausse du niveau de scolarité sont infructueux dans leurs efforts à réduire la participation à l'aide sociale et à augmenter le taux d'emploi, surtout chez les hommes.

Les résultats obtenus à partir de l'expérience du Programme d'autosuffisance canadienne (PA) montrent que de façon générale, les personnes répondent aux motivations économiques. De façon plus précise, les résultats ont montré que la provision d'une subvention salariale généreuse a augmenté l'emploi et a réduit la participation à l'aide sociale parmi les participants.⁷ Ces réponses positives persistent pendant la période de participation à ce programme, mais ont disparu après quelques années lorsque les paiements ont terminés. Le PA a généré plusieurs études sur des sujets connexes, y compris les effets hétérogènes des subventions sur les gains, les transferts gouvernementaux et la distribution de revenu (voir Bitler et al., 2008) . L'*Action Emploi* (AE), un projet pilote inspiré par le PA et implémenté au Québec en 2001, a été plus fructueux. Il a réussi à la fois à augmenter les périodes d'emploi (sans aide sociale) et a aussi réussi à réduire la durée de l'aide sociale (voir Lacroix et Brouillette, 2011).

En plus des résultats générés à partir de données expérimentales, il existe aussi une littérature assez large évaluant le programme 'American Earned Income Tax Credit' (EITC) et le programme 'UK Working Families Tax Credit' (WFTC) à l'aide de données de sondage ou de revenu

⁷ Voir par exemple Card et Robin (1996), Card et Robin (2005) et Card et Hyslop (2009).

administrative.⁸ La plupart de ces données se concentrent sur les parents célibataires et les familles avec des enfants, étant donné que le EITC est substantiellement plus généreux vers les familles avec des enfants et le WFTC n'est offert qu'à ce groupe particulier. Ces études ont généralement montré que : (i) les crédits d'impôt augmentent considérablement la participation des parents célibataires au marché du travail ; (ii) l'effet global sur les couples tendent à être mineur (dans quelques cas, il est négatif) ; (iii) l'effet varie selon le sexe (Brewer et al., 2006 et Eissa et Hoynes, 2004) et le statut initial d'emploi (Blundell et Hoynes, 2004). Généralement, les résultats concernant les heures de travail sont assez ambigus. Ils tendent à montrer un effet plutôt mineur pour ceux qui sont sur le marché du travail (Athreya et al., 2014 ; Gregg et al., 2009 et Yang, 2018).

Les programmes de crédit d'impôt au Canada (la Prestation fiscale pour le revenu de travail fédéral, PFRT et le Programme d'incitation au travail du Québec, PT) n'ont pas été analysés aussi extensivement que le EITC et le WFTC. Annabi et al. (2013) montrent que la participation au marché du travail parmi les parents célibataires peu ou moyennement qualifiés augmente significativement en réponse au WITB. Similairement, Brouillette et Fortin (2008) et Moffette et al. (2013) montrent que le programme PT augmente l'offre de travail parmi les parents et les personnes célibataires. De plus, Moffette et al. (2013) trouvent que cette politique augmente l'offre de travail aux marges intensives (heures travaillées) et extensives (la décision de travailler ou non) pour les célibataires et les couples, bien que les mères célibataires répondent négativement à la marge intensive.

3. Présentation des Données Utilisées

Dans l'analyse économétrique qui suit, nous utilisons des données du Recensement canadien des années 2006 à 2016. Le Recensement est un sondage obligatoire en coupe transversale, dirigée par Statistiques Canada tous les cinq ans pour fournir de l'information sur les caractéristiques

⁸ Pour les études de l'EITC, voir Hoynes (1996), Hotz (2003), Hoynes et Eissa (2006), Eissa et Hoynes (2004), Chvi (2012), Athreya et al. (2014) et Yang (2018). Pour le WFTC, voir Brewer et al. (2006), Blundell et Hoynes (2004), Blundell et al. (2000), Gregg et al. (2009) et Francesconi et van der Klaauw (2007).

démographiques, sociales, et économiques de la population. L'information démographique individuelle provenant du sondage est recoupée à l'information provenant de l'impôt sur le revenu et les registres des prestations de l'année précédente compilées par l'Agence de Revenu du Canada (ARC).

La majorité de cette analyse utilise l'information des fichiers principaux confidentiels accessibles seulement à un des centres de données de Statistiques Canada (dont un est à l'Université McGill). Chaque fichier de données contient des millions d'observations représentant environ 25 pour cent de la population et est suffisamment large pour des analyses séparées sur les sous-populations, telles que les hommes qui ont décroché de l'école secondaire.

La recherche a été dirigée après le déclenchement de la pandémie de Covid-19, ce qui a bloqué notre accès au Centre de données de recherche, et nous a forcé à utiliser des données des fichiers d'usage public du Recensement de 2006.⁹ Ceci inclut l'estimation et la simulation de réponses aux politiques suivantes : (i) obtention de diplôme d'études secondaires obligatoire et (ii) remplacement du régime d'impôt et de transferts du Québec par celui de l'Ontario.

Le fichier d'usage public de 2006 contient de l'information sur près d'un million de cas, représentant 2,7 pour cent de la population, ce qui est assez volumineux pour produire des résultats fiables. Cependant, contrairement au Recensement de 2016, les données sur les prestations d'aide sociale sont incomplètes dans le Recensement de 2006. Spécifiquement, les prestations d'aide sociale sont fusionnées avec d'autres transferts gouvernementaux, incluant non seulement les transferts d'aide sociale, mais également les différents crédits remboursables. Pour obtenir un montant de prestation d'aide sociale pour tout le monde, nous avons soustrait le montant de crédits remboursables estimés que chaque individu dans notre échantillon recevrait, selon leur niveau de revenu, de la variable de transferts gouvernementaux. Des

⁹ Nous n'étions pas capables d'utiliser le fichier public du Recensement de 2016 parce qu'il ne possède pas d'information sur les heures de travail dans ce fichier. Alors que nous pourrions raisonnablement estimer le montant des transferts d'aide sociale que les individus ont reçus, il n'est pas possible de faire ceci pour les heures de travail.

informations supplémentaires sont fournies dans les notes se retrouvant au bas de chaque tableau de résultat. Ces notes identifient clairement quelle source de données a été utilisée.

3.1 Performances sur le Marché du Travail

Dans cette section, nous présentons des statistiques descriptives pour les groupes pertinents dans l'ensemble du Canada. Par exemple, dans le tableau 1 nous présentons les taux de décrochage d'études secondaires pour les hommes en 2006 et en 2016. Nous décrivons comment les taux diffèrent en fonction des âges et des provinces. Les entrées dans le panneau supérieur concernent les hommes célibataires, tandis que ceux du panneau inférieur concernent tous les hommes, indépendamment du statut familial. Bien que les taux de décrochage soient généralement plus élevés dans ce dernier groupe, la tendance à la baisse des taux avec l'âge, les différences entre les années de recensement et entre les provinces demeurent significatives. Puisque notre analyse empirique porte sur les jeunes hommes, notre discussion se concentrera sur les taux de décrochage pour les jeunes qui vivent sans conjoint.

Les deux premières colonnes fournissent l'information pour le Québec. Comme il est aisé de voir, le taux de décrochage diminue avec l'âge. Par exemple, parmi les 21-22 ans dans le Recensement de 2016, 19,9 pour cent n'ont pas obtenu leurs diplômes d'études secondaires, tandis que ce nombre est de 14,1 pour cent parmi les hommes de 23-24 ans. Il existe plusieurs raisons possibles pour la réduction significative, y compris une entrée différée dans l'école primaire, ou la décision de retourner à l'école secondaire à un âge relativement avancé (après avoir quitté l'école) et un redoublement durant les niveaux de primaire et/ou de secondaire. Lorsque nous augmentons l'âge de la cohorte, le taux de décrochage diminue jusqu'à l'âge 25-26.

Un deuxième résultat émergeant des deux premières colonnes dans le Tableau 1 est la stabilité dans les taux de décrochage entre 2006 et 2016. Avec l'exception de l'âge de groupe 23-24, où

le taux à chuté de 17 pour cent en 2006 à 14,1 pour cent en 2016, les taux de décrochage étaient similaires durant ces deux années.

Les entrées dans les colonnes restantes du Tableau 1 (les taux de décrochage de l'école secondaire pour l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique) montrent que de façon similaire au Québec, les taux de décrochage tendent à diminuer avec l'âge. Cependant, contrairement au Québec, les taux de décrochage étaient significativement plus élevés en 2006 qu'en 2016.

Le Tableau 2 montre les taux de décrochage correspondants pour les femmes en 2006 et en 2016. Comme dans le Tableau 1, nous observons une diminution significative dans les taux de décrochage d'école secondaire avec l'âge dans toutes les provinces. Les chiffres du tableau montrent également des taux de décrochage plus élevés en 2016 pour le Québec qu'avec les autres provinces. Et enfin, en comparant le Tableau 2 au Tableau 1, il est évident que les taux de décrochage sont considérablement plus élevés chez les hommes que chez les femmes. Ceci est vrai pour toutes les provinces, pour les deux années considérées et pour tous les groupes d'âge.

Dans les Tableaux 3, 4 et 5, nous illustrons les différences dans certains indicateurs de la performance sur le marché de travail pour les décrocheurs et les diplômés. Nous comparons encore les résultats pour le Québec avec ceux des trois autres provinces les plus peuplées du Canada et portons une attention particulière sur comment les résultats moyens ont changé avec le temps. Le Tableau 3 contient les salaires horaires moyens pour les hommes (en dollars constants de 2015) pour les deux groupes éducatifs en 2005 et en 2015. Le Tableau 4 montre les taux d'emploi moyen pour les mêmes années et le Tableau 5 présente l'information sur la participation à l'aide sociale pour 2015.¹⁰

Le salaire horaire de chaque travailleur, utilisé dans le Tableau 3, fut obtenu en divisant les revenus annuels de l'année avant l'année du sondage (c'est-à-dire, 2005 et 2015,

¹⁰ Il n'existait aucune citation directe sur l'assistance sociale ni sur l'aide sociale dans le Recensement de 2006 qui rend une comparaison entre 2006 et 2016 difficile. Pour cette raison, nous limitons la présentation aux données du Recensement de 2016.

respectivement) par les heures annuelles de travail. La dernière mesure est construite à partir d'information sur le nombre de semaines travaillées en 2005 et 2015 ainsi que les données sur les heures de travail hebdomadaires moyennes au temps du sondage. Il s'agit d'une approche standard pour construire les salaires horaires dans les données d'enquête.

Pour le Québec, le salaire horaire moyen en 2015 était 20,8 \$ chez les décrocheurs d'école secondaire et 22,4 \$ chez les diplômés. Ceci représente une prime salariale de 7,5 pour cent pour la complétion des études secondaires. Le salaire moyen est plus élevé en Ontario qu'au Québec pour les deux groupes, mais plus encore pour les diplômés du secondaire. Conséquemment, la prime salariale des études secondaires est un peu plus haute en Ontario, soit 8,4 pour cent. En Alberta, les salaires moyens sont similaires pour les décrocheurs d'école secondaire et les diplômés et sont substantiellement plus élevés que les salaires correspondants au Québec et en Ontario (31,4 \$ et 32,8 \$ pour les décrocheurs et diplômés, respectivement). Finalement, les salaires en Colombie-Britannique sont plus élevés qu'au Québec et en Ontario (22,5 \$ et 25,5 \$ pour les décrocheurs et les diplômés, respectivement), mais en dessous de ceux de l'Alberta et la prime de complétion de l'école secondaire est de 13,3 pour cent. Globalement, le salaire moyen chez les décrocheurs est plus faible au Québec que parmi les quatre provinces. Ceci suggère que ce groupe se porte moins bien en termes de salaires au Québec que dans les trois autres provinces. Le salaire moyen chez les diplômés est également le plus faible au Québec puis, avec l'exception de l'Alberta, le salaire relatif (diplômés vs décrocheurs) est le plus bas au Québec. Enfin, une comparaison de l'évolution des salaires moyens montre que les salaires réels augmentent de 9-13 pour cent par année pour les décrocheurs et les diplômés d'études secondaires au Québec. L'augmentation est un peu moins élevée pour les diplômés en Ontario, mais significativement plus élevée en Alberta et en Colombie-Britannique.

Le tableau 4 présente les taux d'emploi moyens (temps plein ou temps partiel) pour 2005 et 2015 pour les décrocheurs et les diplômés du secondaire. Les taux sont calculés à partir d'informations sur tous les emplois à temps plein occupés au cours de l'année.

Il y a deux tendances claires que l'on peut identifier en examinant le tableau. Premièrement, le taux d'emploi est toujours plus faible chez les décrocheurs.¹¹ Deuxièmement, les taux d'emploi, dans toutes les provinces sauf la Colombie-Britannique, sont plus faibles en 2015 qu'en 2005. En 2015, un peu plus de 85 pour cent des décrocheurs travaillaient au Québec. Parmi les diplômés du secondaire, 94 pour cent ont travaillé au Québec cette année-là. Dans l'ensemble, les données démontrent de manière concluante qu'un diplôme d'études secondaires donne un meilleur accès à l'emploi que le décrochage et que la différence des taux d'emploi entre les deux groupes était similaire entre 2005 et 2015 au Québec et en Colombie-Britannique et a augmenté en Ontario et en Alberta.

Les taux moyens de participation à l'aide sociale en 2015 sont présentés au tableau 5 et, sans surprise, les taux sont considérablement plus élevés pour les décrocheurs que pour les diplômés du secondaire, dans toutes les provinces.¹² Au Québec, 19 pour cent des hommes célibataires de 25-30 ans recevaient de l'aide sociale. Parmi les diplômés du secondaire, le chiffre correspondant est de 7,3 pour cent. Une tendance similaire est observée en Ontario où les taux de participation sont respectivement de 22 pour cent et de 7 pour cent. Pour les provinces de l'Ouest, les taux de participation sont plus faibles pour les deux groupes, surtout en Alberta.

Pour résumer, les jeunes Québécois qui ne terminent pas leurs études secondaires sont désavantagés lorsqu'on les compare à des individus similaires en Ontario à la fois en termes d'emplois à temps plein et en terme de salaires horaires. De plus, ils performant beaucoup moins bien que les individus comparables en Colombie-Britannique et particulièrement en Alberta.

3.2 Sélections d'échantillon et caractéristiques de l'échantillon

Les critères d'échantillonnage utilisés pour construire les tableaux mentionnés ci-dessus et pour estimer les modèles économétriques sont identiques.

¹¹ Les taux de chômage sont toujours plus élevés chez les décrocheurs, les résultats sont disponibles sur demande.

¹² Les taux de participation montrent la proportion de l'échantillon qui a reçu de l'assistance sociale ou des paiements d'aide sociale en 2015.

Notre analyse principale sera basée sur un échantillon de décrocheurs tiré du fichier principal du recensement de 2016 et certaines caractéristiques de cet échantillon sont présentées au tableau 6. La première colonne montre l'aide sociale reçue tandis que la deuxième colonne présente des informations pour ceux qui n'ont pas d'aide sociale.¹³ Comme prévu, les heures de travail et les gains sont fortement corrélés au statut de participation à l'aide sociale. Une grande majorité (96 pour cent) des bénéficiaires de l'aide sociale ne travaillaient pas du tout et parmi ceux qui travaillaient, aucun ne travaillait plus de 1 200 heures au cours de l'année. Pour l'autre groupe, ceux sans aide sociale, la proportion de non-travailleurs est beaucoup plus faible, 3,4 pour cent et plus de la moitié de ces répondants travaillaient à temps plein (plus de 1 800 heures par an).

Dans l'ensemble, la proportion de bénéficiaires de l'aide sociale en 2015 était de 15,4 pour cent. Cela est un peu plus faible que le nombre correspondant dans le tableau 5 et s'explique en raison du fait que nous avons inclus les 19-24 ans dans le tableau 6. De plus, la proportion de répondants nés à l'étranger est un peu plus faible parmi les bénéficiaires de l'aide sociale, 6,4 pour cent contre 8 pour cent pour ceux sans aide sociale. L'âge moyen est similaire pour les deux groupes, autour de 25 ans. Le salaire horaire moyen des personnes qui travaillent est de 19,1 \$ pour le groupe sans aide sociale. Nous ne sommes pas en mesure de rapporter un salaire moyen pour le groupe des bénéficiaires en raison des restrictions de taille de l'échantillon.

Comme mentionné ci-dessus, nous utilisons également les données des fichiers à grande diffusion du Recensement de 2006 et les principales caractéristiques de cet échantillon sont présentées dans le tableau 7. En raison des limites de la taille de l'échantillon, nous incluons les diplômés du secondaire dans l'échantillon de 2006, ce qui peut expliquer certaines des différences par rapport au tableau 6. Par exemple, le taux de participation à l'aide sociale est plus bas (7,3 pour cent comparé à 15,4 pour cent dans le tableau 6). De plus, les heures des travail moyennes parmi ceux qui travaillent sont plus élevées dans les données de 2006.

Les entrées du tableau 7 montrent que le niveau d'éducation est clairement corrélé avec l'obtention de prestations d'aide sociale. La proportion de décrocheurs du secondaire parmi les bénéficiaires de l'aide sociale est de 43,5 pour cent, alors qu'elle est de 14,9 pour cent dans le groupe sans aide sociale. L'inverse est observé pour les diplômés du secondaire avec un certificat tandis que pour les diplômés du secondaire sans certificat, les proportions sont similaires dans les deux catégories. Le salaire horaire moyen est un peu plus élevé pour le groupe sans aide sociale dans les données de 2006 que pour les données de 2016. Ceci suggère une croissance négative des salaires moyennes pour ce groupe entre 2006 et 2016. Cependant, comme déjà mentionné, les groupes ne sont pas comparables car l'échantillon de 2006 inclut les diplômés.

4. DESCRIPTION DU MODÈLE

Dans cette section, nous formulons et estimons un modèle économétrique du comportement d'offre de travail et de la participation à l'aide sociale afin de simuler d'une manière contrefactuelle les changements de comportement résultant de politiques de marché du travail alternatives.

Pour bien comprendre ce qui suit, il suffit de concevoir que notre modèle doit relier les choix des individus à des paramètres fondamentaux (structurels) sur lequel l'agent économique n'a aucun pouvoir. Ces paramètres sont donc « exogènes » au sens statistique du terme. Puisque l'agent ne peut influencer sur ces paramètres qui caractérisent l'environnement économique, on peut utiliser les variations de ces mêmes paramètres observées dans les données (sous certaines conditions) et les interpréter comme s'ils étaient générés par une expérience scientifique (une forme de Randomisation) et utiliser ces mêmes variations pour en déduire les changements de comportements induits par ces mêmes variations. Lorsque la forme paramétrique qui lie les paramètres et les comportements est connue (estimée statistiquement), elle peut être utilisée pour extrapoler des comportements générés par des valeurs des paramètres qui n'ont jamais été observés. On parle dans ce cas de simulation de politique « contrefactuelle »; une notion primordiale dans l'analyse statistique causale moderne. C'est bien là que réside l'avantage de la modélisation structurelle. Avec cette approche, il est possible d'évaluer les effets de toute

politique publique potentielle, sans égard au fait qu'elle soit nouvelle ou bien qu'elle ait déjà été implémentée.

Donc, pour synthétiser, l'estimation d'un modèle structurel de ce type est nécessaire pour comparer les réponses prédites à de tels changements de politique. Nous suivons une littérature bien établie et modélisons les deux résultats à l'aide d'un modèle de choix discret.

Plus précisément, nous réduisons la dimension des heures de travail annuelles (h) dans les quatre catégories suivantes :

- (i) $h = 0$;
- (ii) $0 < h < 1200$
- (iii) $1\ 200 \leq h < 1\ 800$
- (iv) $1\ 800 \leq h$

Les catégories d'heures positives correspondent à deux formes de travail à temps partiel ainsi qu'au travail à temps plein et cette discrétisation ou ce regroupement est conforté par la répartition observée des heures annuelles dans les données.

Nous supposons que les individus choisissent le nombre d'heures travaillées en maximisant leur utilité, qui dépend non seulement du revenu et des loisirs (l'opposé du travail), mais aussi de la participation à des programmes d'aide sociale. Nous supposons en outre que la fonction d'utilité est croissante dans le revenu et les loisirs et diminue avec la participation à l'aide sociale. La désutilité de la participation à un programme de bien-être est censée refléter principalement les coûts non financiers associés à la participation à de tels programmes, tels que les coûts fixes ou la « stigmatisation », et est incluse pour tenir compte de la non-participation des personnes éligibles. Suivant van Soest (1995) et Hansen & Liu (2015), nous utilisons une spécification translog de la fonction d'utilité directe. Nous obtenons donc l'équation suivante :

$$U(C_j, L_j) = b_C \cdot \ln(C_j) + b_L \cdot \ln(L_j) + b_{CSQ} \cdot (\ln(C_j))^2 + b_{LSQ} \cdot (\ln(L_j))^2 + 2b_{CL} \cdot \ln(C_j) \cdot \ln(L_j) - b_{SA} \cdot d_{SA}$$

pour $j = 1, 2, 3$ et 4.

où C_j est le revenu net d'impôt à la combinaison d'heures j , L_j les heures annuelles de loisirs à j , d_{SA} est égal à un si la personne bénéficie de l'aide sociale et égale à zéro dans le cas contraire. Enfin, b_C , b_L , b_{CSQ} , b_{LSQ} , b_{CL} et b_{SA} sont tous des paramètres de préférence à estimer. Nous supposons que la désutilité de recevoir l'aide sociale (b_{SA}) est séparable de l'utilité des loisirs et du revenu net (d'après Moffitt [1983], Hoynes [1996] et Hansen & Liu [2015]). L'individu choisit ses loisirs (L), son statut d'assistance sociale (d_{SA}) et sa consommation (C) en maximisant l'utilité sous réserve de la contrainte budgétaire suivante :

$$C_j = I_j + B_{SA}(I_j) \cdot d_{SA}$$

où

$$I_j = w \cdot h_j + Y_j - t(w \cdot h_j + Y_j(\text{taxable}) - D_j)$$

$$B_{SA}(I_j) = 7,392 - \mu \cdot (I_j - 2,400) \quad \text{pour } 0 \leq \mu \cdot (I_j - 2,400) < 7,392$$

$$B_{SA}(I_j) = 0 \quad \text{pour } 7,392 \leq \mu \cdot (I_j - 2,400)$$

et où w est égal au taux de salaire horaire avant impôt, Y_j désigne le revenu annuel hors travail (sans l'aide sociale), $t(\cdot)$ est une fonction qui détermine les impôts sur le revenu, Y_j (imposable) est le revenu imposable hors travail et D_j représente déductions. Enfin, $B_{SA}(\cdot)$ est une fonction qui détermine les prestations d'assistance sociale. Au Québec, en 2015, les personnes seules pouvaient recevoir un maximum de 616 \$ par mois (ou 7392 \$ par année) et un revenu jusqu'à 200 \$ par mois (2400 \$ par année) était exempté et n'avait aucune incidence sur les prestations d'aide sociale. Tout revenu supérieur à ce montant était réduit selon le paramètre μ , qui au Québec était (et est toujours) égal à 1. Cela signifie en fait un taux d'imposition implicite de 100 % sur tout revenu excédant 2 400 \$ par année pour les travailleurs admissibles à l'aide sociale.

A ce stade, il faut bien voir que la fonction $B_{SA}(\cdot)$ joue un rôle primordial dans notre approche puisqu'elle contient l'ensemble des paramètres exogènes que nous allons ensuite manipuler de façon à inférer l'impact de nouvelles politiques.

L'ajout de la désutilité de la participation à l'aide sociale implique qu'un individu fait face à 4 + 2 possibilités de combinaisons travail-aide sociale. Il existe quatre options de travail sans aide sociale et deux avec assistance sociale ($h = 0$ et $0 < h < 1200$). Nous n'incluons pas les deux options qui impliquent plus d'heures (y compris à temps plein) puisque les gains qui leur sont associés dépassent le seuil d'admissibilité à l'aide sociale. Cependant, certaines combinaisons peuvent être irréalisables si le revenu de l'individu (provenant du capital ou d'autres sources) est suffisamment élevé pour le rendre inéligible à l'AS. Pour résoudre le problème d'optimisation, il faut évaluer la fonction d'utilité ci-dessus pour chaque combinaison possible d'heures de travail et de participation au programme de bien-être et choisir l'état qui produit l'utilité la plus élevée.¹⁴

5. ESTIMATION

Pour estimer les paramètres comportementaux du modèle, nous ajoutons des chocs aléatoires aux utilités de toutes les options :

$$U_{j,r} = U(C_j, L_j) + e_{j,r}$$

où j représente le choix de l'offre de travail de l'individu, r représente l'état de participation à l'aide sociale de l'individu et $U_{j,r}$ représente la véritable utilité du choix de l'individu (j,r). Nous supposons que $e_{j,r}$ suit une distribution de valeurs extrêmes de type I. Le terme d'erreur $e_{j,r}$ peut être interprété comme une composante d'utilité spécifique alternative non observée ou comme

¹⁴ Un avantage important de l'approche discrète de l'offre de main-d'œuvre est qu'elle nous permet d'inclure des informations très détaillées sur le revenu. En plus du salaire horaire, décrit ci-dessus, nous utilisons des renseignements détaillés sur les taux d'imposition sur le revenu aux niveaux provincial et fédéral, les crédits d'impôt, les déductions et les transferts gouvernementaux. Pour chaque choix d'offre de main-d'œuvre, nous calculons un revenu net ou disponible qui est censé régir les décisions d'offre de travail des individus. Des informations sur ces calculs sont disponibles dans le Tableau A.1 en annexe.

une erreur dans l'évaluation par un individu de l'utilité associée au choix de la combinaison travail-bien-être (j,r) (c'est-à-dire, une erreur d'optimisation). Compte tenu des hypothèses de distribution des termes stochastiques de la fonction d'utilité, la contribution à la fonction de vraisemblance pour un individu donné est la suivante :

$$l = \sum_{r=1}^2 \sum_{j=1}^4 p_{j,r} * d_{j,r}$$

$$p_{j,r} = \frac{\exp(U_{j,r})}{\sum_{s=1}^2 \sum_{j=1}^4 \exp(U_{t,s})}$$

où $d_{j,r}$ est un indicateur de l'état observé pour chaque individu.

La spécification des chocs aléatoires est aussi essentielle à l'application de méthodes structurelles. Ces chocs permettent de prendre en compte que l'économiste modélisant les choix individuels, ne peut observer tous les états du monde (ou tous les facteurs) que l'agent économique prend en compte en prenant sa décision. D'une certaine façon, ces chocs aléatoires jouent un rôle similaire aux termes d'erreurs qui se retrouvent dans tout modèle de régression.

Des études antérieures ont montré l'importance de tenir compte de l'hétérogénéité au niveau des préférences (par exemple, Hoynes [1996] et Hansen et Liu [2015]). Ici, nous suivons Hansen et Liu (2015) et introduisons une hétérogénéité dans les préférences pour les loisirs, la consommation et le bien-être en exprimant les paramètres b_L , b_C et b_{SA} en fonction des caractéristiques observables suivantes : âge, statut d'immigrant, langue (anglais, français) et capacité bilingue (anglais et français).

De plus, pour générer une distribution prévue des heures qui ressemble à celle observée, nous ajoutons un terme destiné à saisir l'existence de coûts fixes de travail. Ces coûts peuvent survenir en raison de dépenses liées au travail, comme le transport aller-retour au travail. En présence de tels coûts, certaines personnes ne trouveront pas optimal le fait de ne travailler que quelques heures par an. Nous suivons van Soest et Das (2001) et remplaçons $\ln(C)$ pour les personnes employées par $\ln(C) - \ln(FC)$ où FC est un paramètre à estimer qui dénote les coûts fixes du travail. Puisque l'utilité augmente avec le revenu, les coûts positifs (FC) réduisent l'utilité du travail sans avoir d'effet sur l'utilité associée au fait de ne pas travailler.

La fonction de vraisemblance décrite ci-dessus doit être ajustée pour intégrer les salaires. Dans le modèle, nous comparons les six options pour chaque individu et supposons que l'option choisie est celle qui fournit l'utilité la plus élevée. Pour ce faire, nous avons besoin d'un salaire pour chaque individu, y compris pour ceux qui ne travaillent pas et n'ont pas de salaire observé. Par conséquent, nous estimons une fonction de salaire avec le modèle de choix ci-dessus et l'utilisons pour générer des prévisions de salaire. Nous utilisons des informations sur l'âge, le statut d'immigrant, la langue et la zone de résidence (urbaine vs rurale) pour estimer les paramètres de salaire, et spécifions l'équation d'estimation comme suit:

$$\ln w_i = X_i b + v_i$$

où w_i représente le salaire horaire de l'individu (avant les impôts sur le revenu), X_i inclut les caractéristiques individuelles observées et v_i est un terme d'erreur aléatoire. Nous estimons le vecteur b à l'aide de données sur les travailleurs et prédisons le salaire horaire des non-travailleurs à l'aide de cette équation salariale. Plus précisément, la contribution de vraisemblance de l'estimation des paramètres de salaire est donnée par

$$l(w) = [(1/s)^d * f(v/s)]^{d(w)}$$

où s est l'écart type du terme d'erreur de salaire (v) et $f(\cdot)$ est la fonction de densité normale standard. $d(w)$ est une fonction indicatrice égale à un si un salaire est observé pour une personne donnée. Sinon, $d(w)$ est égal à zéro. La fonction de vraisemblance globale est donc

$$l = l(w) * \sum_{r=1}^2 \sum_{j=1}^4 p_{j,r} * d_{j,r}$$

Dans l'analyse principale, nous limitons notre échantillon aux décrocheurs du secondaire. Nous estimons également une version du modèle où nous incluons les diplômés du secondaire et estimons la probabilité d'obtention du diplôme. Cette extension nous permet de simuler l'effet

des politiques visant à améliorer les taux de diplomation. Cela nous permet également de comparer les impacts des incitations économiques avec ceux obtenus en modifiant les comportements.

6. RÉSULTATS

Le modèle présenté ci-dessus est estimé sur un échantillon de décrocheurs du secondaire au Québec tiré du Recensement de 2016 dont les principales caractéristiques ont été décrites dans le tableau 6. Un tableau avec les paramètres estimés se retrouve en annexe (tableau A2) et nous commenterons brièvement certains d'entre eux avant de discuter les résultats provenant d'une gamme de simulations. Comme décrit dans la section 4, nous permettons à certains paramètres de préférence dans les fonctions d'utilité de dépendre de caractéristiques observables, comme l'âge, le statut d'immigrant, la langue et l'éducation. Les estimations suggèrent que les préférences pour les loisirs sont plus élevées chez ceux qui ne parlent que l'anglais et diminuent avec l'âge. Les préférences de consommation en revanche ne sont pas liées à l'âge, mais sont plus faibles chez les immigrants. Pour la réception d'aide sociale, les paramètres montrent l'ampleur de la désutilité perçue par différentes personnes et les estimations suggèrent une désutilité ou une « stigmatisation » plus faible pour les répondants plus âgés et une « stigmatisation » plus élevée pour ceux qui ne parlent que l'anglais.

Les estimations salariales montrent une pénalité salariale pour ceux qui parlent l'anglais seulement et un effet salarial positif à la fin du secondaire. Les résultats de l'équation d'obtention du diplôme d'études secondaires suggèrent que les étudiants qui ne parlent que le français sont moins susceptibles d'obtenir leur diplôme, tandis que les immigrants et ceux qui parlent anglais ont des probabilités d'obtention du diplôme plus élevées, tout comme ceux qui vivent en région urbaine.

Dans le tableau 8, nous présentons la différence entre les proportions prévues et réelles dans chacune des six classes d'heures travaillées en utilisant les résultats du modèle principal appliqué au fichier maître de 2016. Dans la première colonne, nous montrons les différences pour ceux dont le modèle prédit la réception d'aide sociale, tandis que les entrées de la deuxième colonne montrent les différences correspondantes pour ceux qui ne sont pas bénéficiaires de l'aide sociale. Dans tous les cas, les différences sont assez faibles. La plus grande différence concerne les hommes qui travaillent entre 1 200 et 1 800 heures et qui ne reçoivent pas d'aide sociale à -1,6 points de pourcentage.¹⁵ Cela signifie que le modèle attribue à cette catégorie une plus grande proportion de répondants échantillonnés que ce qui est observé dans les données. Cependant, une différence de 1,6 points de pourcentage est faible et les entrées du tableau indiquent que les prédictions du modèle sont similaires à celles des données.

6.1 Simulations de politique

Comme cela a été expliqué précédemment, notre approche structurelle nous permet maintenant d'obtenir une estimation des effets de toute politique « contrefactuelle »; c'est-à-dire des politiques basées sur la manipulation exogène des paramètres d'aide sociale. L'avantage de notre approche est qu'il nous est maintenant possible de considérer des changements de politique d'aide sociale complètement inédites.

Nous utilisons le modèle et les paramètres de préférence estimés pour générer des distributions contrefactuelles d'indicateurs que l'on associera à différentes expériences politiques hypothétiques. Pour chaque simulation, nous présentons les changements du taux d'emploi, de la durée annuelle du travail, de la participation à l'aide sociale et du revenu disponible. Afin d'évaluer l'impact de chaque réforme sur les finances publiques, nous complétons cette liste par des modifications des « impôts nets ». Dans tous les cas, les prévisions générées après la mise en œuvre (contrefactuelle) d'une réforme des politiques sont comparées aux prévisions obtenues à l'aide du modèle compte tenu de l'environnement politique réel.

¹⁵ Il convient de noter que les chiffres du tableau 8 montrent des différences dans les proportions non pondérées de l'échantillon dans chaque catégorie et que nous ne sommes pas autorisés à divulguer les proportions réelles. Cela signifie également que ces entrées ne sont pas directement comparables aux proportions de l'échantillon dans chaque classe d'heures du tableau 6.

6.1.1 Modifications au programme d'aide sociale

Une caractéristique commune à un grand nombre de programmes de protection sociale est un taux d'imposition implicite très élevé sur les revenus, souvent de 100 pour cent. Le taux d'imposition implicite, ou de manière équivalente, le taux de réduction des prestations (μ ci-dessus), identifie le montant des prestations auquel un bénéficiaire de l'aide sociale doit renoncer à mesure que ses revenus augmentent. Par exemple, supposons une personne qui n'a aucun revenu et qui reçoit 600 \$ par mois d'aide sociale. Si cette personne commence à travailler 10 heures par semaine à un salaire horaire de 10 \$, ses gains de 400 \$ réduiront ses prestations d'aide sociale du même montant (déduction faite de tous les impôts et crédits). En ajoutant les coûts fixes de travail (tels que le transport aller-retour au travail), travailler peut ne pas générer de gains financiers. De plus, les temps de loisirs sont généralement appréciés de façon positive par les individus et, dans l'affirmative, cela réduira davantage la volonté de travailler dans le cadre de cette structure de prestations. Ainsi, le travail à temps partiel à bas salaire (souvent le type de travail disponible pour les bénéficiaires de l'aide sociale et les autres travailleurs peu qualifiés qui sont faiblement attachés au marché du travail) n'est que très peu attrayant. Cependant, une réduction du taux de réduction des prestations peut également augmenter le nombre de bénéficiaires de l'aide sociale, car davantage de travailleurs aurait maintenant droit à l'aide sociale.

Dans le tableau 9, nous présentons les résultats de la réduction contrefactuelle du taux de réduction des prestations de 100 pour cent (le taux actuel) à 50 pour cent. Les entrées du tableau sont générées en prédisant les résultats (heures de travail, salaires et participation à l'aide sociale) pour tout le monde dans les données en utilisant notre modèle et les paramètres estimés. Les résultats se trouvant dans la partie supérieure montre les proportions prédites de travailleurs et de prestataires de l'aide sociale ainsi que la durée annuelle moyenne du travail et les impôts nets dans l'environnement politique de 2015. Lorsque nous prenons la moyenne de tous les membres de l'échantillon, le modèle prédit un taux d'emploi de 83,1 pour cent et un taux de participation à l'aide sociale de 14,4 pour cent. Ces chiffres se comparent très

favorablement à ceux observés dans les données (82,5 et 15,4 pour cent, respectivement ; voir le tableau 6). En outre, les heures annuelles travaillées moyennes sont globalement égales à 1 491 et, comme prévu, il existe une grande différence dans l'offre de travail en fonction du statut de bénéficiaire de l'aide sociale prédit par le modèle (1 736 heures pour ceux prédits être sans aide sociale contre 38 pour ceux prédits être avec de l'aide sociale).

Dans la dernière colonne, nous présentons les impôts nets moyens par individu, définis comme les impôts sur le revenu, soustrait par les crédits d'impôt et les transferts gouvernementaux, afin d'éclairer l'aspect des finances publiques de chaque simulation de politique. Évalués à l'aide de l'environnement politique de 2015, ceux qui ne recevaient pas d'aide sociale ont cotisé, en moyenne 3 590 \$ par an, tandis que ceux qui bénéficiaient de l'aide sociale avaient une contribution négative de 8 164 \$.

Dans le bas du tableau, nous montrons les prédictions générées dans le cadre du scénario contrefactuel selon lequel le taux de réduction des prestations est de 50 pour cent au lieu de 100 pour cent. Tous les autres aspects du modèle ainsi que l'environnement économique sont identiques à ceux utilisés pour prédire les résultats dans la partie supérieure du tableau. Conformément aux prévisions théoriques, le taux de réduction inférieur augmente substantiellement l'emploi parmi les participants à l'aide sociale — le taux d'emploi est de 8,1 pour cent après le changement, contre 5,0 pour cent avant (une augmentation de 62 pour cent). Le changement augmente également la participation à l'aide sociale de 3,3 points de pourcentage à mesure que davantage de personnes deviennent admissibles. En termes de consommation ou de revenu net, ceux qui bénéficiaient initialement de l'aide sociale et ont répondu à la baisse du taux de réduction ont vu une augmentation de 3 540 \$. Cela provient entièrement des bénéfices qui, dans le cadre réglementaire actuel, sont récupérés. Pour ceux qui ne bénéficiaient pas de l'aide sociale avant le changement, il y a une diminution de taille similaire du revenu disponible chez ceux qui réagissent à la politique. Cela résulte d'une réduction de leurs heures de travail puisqu'ils échangent une partie de leurs gains contre des prestations d'aide sociale.

Dans le tableau 10, nous présentons les prédictions générées lorsque nous réduisons la prestation d'aide sociale de base de 25 pour cent (soit de 7 392 \$ par année à 5 544 \$). Comme dans le tableau 9, le panneau supérieur montre les résultats prévus dans l'environnement politique de 2015 (ce panneau est identique au panneau supérieur du tableau 9 et est reproduit pour faciliter les évaluations des impacts des politiques). Dans le panneau du bas, nous montrons les résultats dans l'environnement politique hypothétique avec des niveaux de prestations nettement inférieurs. Ce changement impacte seuls les participants à l'aide sociale et leur emploi augmente de 5 pour cent à 7 pour cent et la participation à l'aide sociale chute à 94,6 pour cent. Le revenu net moyen chez les personnes qui commencent à travailler à cause de la réduction de l'aide sociale est réduit de 1 407 \$. Cependant, ceci est plus bas que le changement pour ceux qui ne font pas partie de la population active qui voient leurs prestations réduites de 1 848 \$ (7 392 \$ - 5 544 \$).

6.1.2 Modifications des avantages fiscaux fédéraux et provinciaux

Dans le dernier ensemble de simulations utilisant les paramètres estimés du modèle pour les décrocheurs Québécois, nous explorons les effets des deux régimes de prestations fiscales : le programme fédéral de prestation fiscale pour le revenu de travail (PFRT) et le programme provincial de prime au travail (PT). Les deux programmes complètent les gains une fois qu'un niveau de revenu minimum est atteint et augmentent proportionnellement jusqu'à un certain niveau de revenu, auquel les crédits sont réduits à un taux constant. La prestation maximale pour une personne seule au Québec en 2015 était de 1 634 \$ de la PFRT et de 558 \$ de PT.¹⁶ Ces maximums sont atteints au niveau de revenu suivant : 11 903 \$ pour la PFRT et 10 370 \$ pour PT. Bien que la version québécoise de ce programme soit moins généreuse que la version fédérale, la combinaison des deux implique une importante subvention salariale pour les travailleurs à bas salaire et nous utiliserons notre modèle pour simuler leur impact sur la volonté de travailler dans

¹⁶ Le revenu maximal admissible, après lequel aucune prestation n'est versée, était de 20 072 \$ pour la PFRT et de 15 949 \$ pour le WP en 2015. Pour plus de détails, voir l'annexe.

notre échantillon de compétences. Étant donné que les deux programmes étaient en vigueur en 2015, nous simulons l'effet de leur élimination (au lieu de les ajouter) sur les mêmes résultats sur le marché du travail dont nous avons discuté ci-dessus.

Les résultats sont présentés dans le tableau 11 et, encore une fois, pour faciliter la comparaison, nous incluons les résultats prévus en utilisant l'environnement politique de 2015 dans la partie supérieure du tableau. Ces résultats doivent donc être interprétés comme des valeurs de statu-quo auxquelles chaque résultat provenant de simulation de nouvelles politiques devra être comparé.

Dans la deuxième partie du tableau, nous supprimons la PFRT pour tous les agents économiques. On note premièrement que la suppression de la PFRT n'a pratiquement aucun effet sur l'emploi. Tout au plus, nous notons une baisse très petite du niveau d'emploi chez ceux qui ont une forte probabilité de ne pas recevoir de l'aide sociale. La même suppression a un effet nul sur ceux qui ont une forte propension à recevoir de l'aide sociale.

Une très petite fraction commencera à bénéficier de l'aide sociale (0,1 pour cent) et quelques-uns quitteront l'aide sociale (0,8 pour cent). Par contre, on voit aisément que le nombre d'heures de travail annuelles moyennes augmentent pour les deux groupes et le revenu disponible chez ceux qui travaillent plus augmente en moyenne de 748 \$ pour ceux qui étaient initialement sur le bien-être et de 1 040 \$ pour ceux qui n'étaient pas sur le bien-être initialement. L'impact sur les impôts nets est une économie globale de 4 093 \$ par personne pour le gouvernement.

Ce résultat mérite d'être explicité car ce résultat peut sembler contrintuitif pour beaucoup. Cependant, il est tout à fait cohérent avec la théorie économique standard. En effet, prenons l'exemple d'un travailleur qui a droit à la PFRT. En l'éliminant, ce travailleur verra à la fois une baisse de son revenu ainsi qu'une augmentation de son salaire horaire marginal puisque le crédit ne se retrouve plus réduit. Comme cela est relativement bien connu en microéconomie, ce phénomène s'explique par l'effet revenu.

Essentiellement, la diminution de revenu induit une augmentation des heures travaillées si la consommation de loisir diminue avec les revenus (les économistes disent, dans ce cas, que le loisir est un bien « normal »). De plus, l'augmentation du salaire réel horaire peut se concevoir comme une augmentation du prix du loisir et induit généralement une augmentation des heures travaillées (les économistes parlent dans ce cas, d'un effet de substitution). Cela s'explique de la même façon que l'augmentation du prix d'un bien pousse les consommateurs à se tourner vers un bien substitut. Donc, pour synthétiser, la théorie économique nous apprend qu'une réduction ou une élimination complète de ces crédits peut augmenter l'offre de travail pour ceux qui occupent déjà un emploi. Cette prévision théorique se vérifie donc empiriquement dans nos données. Il faut donc bien comprendre que ce genre de politique publique, normalement introduite pour favoriser l'emploi de ceux qui tendent à ignorer le marché du travail, a donc aussi un impact négatif sur ceux qui occupent un emploi et se qualifie pour ce genre de programme puisque comme on l'a vu, l'élimination du programme augmente leur effort de travail.

Les résultats de la suppression du programme provincial de la prime au travail (PT) sont présentés dans le troisième panneau et les constatations concordent avec celles obtenues lors de la suppression de la PFRT. Cependant, comme le programme PT est moins généreux que la PFRT, les effets dans toutes les catégories sont également plus faibles.

Le dernier ensemble de résultats montre les résultats lorsque nous supprimons à la fois la PFRT et le PT. La direction des effets est la même que celle discutée ci-dessus lorsque seule la PFRT a été supprimée, mais que les deux programmes se renforcent mutuellement et que l'ampleur des réponses est plus grande. Néanmoins, les deux programmes sont relativement modestes et les changements dans l'offre de main-d'œuvre et l'utilisation de l'aide sociale sont par conséquent également limités.

6.1.3 Diplôme d'études secondaires obligatoire

En plus des politiques qui ont un impact direct sur la situation financière des individus, nous avons également simulé les effets de l'obtention du diplôme d'études secondaires. Plus précisément,

nous avons ajouté les diplômés du secondaire à notre échantillon (tout en excluant ceux qui avaient acquis des études au-delà du secondaire) et avons permis aux paramètres de préférence et de salaire de varier selon le niveau de scolarité. Nous avons également estimé la probabilité d'obtenir un diplôme d'études secondaires. Après avoir obtenu ces estimations, nous avons simulé deux changements. Puisque nous ne pouvons pas accéder au fichier principal des données recensement 2016 à cause de la covid-19, on a utilisé le fichier accès public du recensement 2006 comme décrit dans la section 3 en haut pour ces simulations.

Avant de décrire les résultats de la simulation, nous illustrerons la capacité du modèle à reproduire la distribution des heures et la proportion d'utilisateurs de l'aide sociale. Dans le tableau 12, nous présentons les proportions prévues dans chacun des groupes d'offre de travail et de bien-être. Pour ceux qui ne reçoivent pas d'aide sociale, les proportions d'offres de travail sont très similaires à celles observées dans les données (présentées au tableau 7). Pour ceux qui devraient recevoir de l'aide sociale, le modèle sur-prédit quelque peu le non-emploi (88 pour cent contre 80), mais nous pensons que les différences ne sont pas suffisamment importantes pour invalider l'utilisation du modèle pour effectuer des simulations.

Il est important de bien comprendre qu'au niveau méthodologique, la simulation des effets de l'obtention du diplôme d'études secondaires est très différente de toutes celles présentées antérieurement. Dans les simulations précédentes, nous inférons les choix que les individus auraient fait s'ils avaient fait face à des paramètres d'aide sociale précis. Dans le cas des études secondaires, la simulation représente une situation où le décideur public aurait la capacité à imposer à chaque individu de terminer ces études.

Dans la première simulation, nous avons remplacé les paramètres salariaux des décrocheurs par les paramètres correspondants à ceux des diplômés du secondaire. Le but de cette simulation est de voir l'effet sur l'offre de main-d'œuvre et l'utilisation de l'aide sociale chez les décrocheurs lorsqu'ils font face à la même fonction salariale que les diplômés du secondaire. Les résultats sont présentés dans le tableau 13. La première ligne montre les résultats moyens prévus pour

l'échantillon lorsque les paramètres de salaire et d'utilité diffèrent entre les deux groupes. Le modèle prédit un taux d'emploi de 77 pour cent et un taux de participation à l'aide sociale de 15 pour cent. Les heures de travail annuelles moyennes sont de 1 531 et la taxe nette moyenne est de 5 011 \$ (ce chiffre indique le montant moyen que les deux gouvernements perçoivent en impôts sur le revenu moins ce qu'ils dépensent en prestations et en aide sociale).

Dans la deuxième rangée, nous présentons les chiffres correspondants lorsque nous remplaçons la fonction salariale des décrocheurs du secondaire par celle des diplômés du secondaire. Cela implique une augmentation du salaire horaire prévu pour les décrocheurs et, comme prévu, cela génère une augmentation de l'emploi et des heures travaillées et une réduction de la participation à l'aide sociale. Cependant, les changements sont modestes.

La deuxième simulation est basée sur l'application des paramètres de salaire et d'utilité pour les diplômés du secondaire au groupe des décrocheurs. Les résultats sont indiqués dans la partie inférieure du tableau 12 et les changements sont substantiels. Le taux d'emploi augmente de 10 points de pourcentage (ou 13 pour cent) de 77,1 pour cent à 87,4 pour cent et le nombre moyen d'heures travaillées augmente de 221 heures par an ou de 14 pour cent. De même, la participation à l'aide sociale change considérablement avec une réduction de 15 pour cent à juste au-dessus de 4 pour cent. Par conséquent, la variation moyenne du revenu disponible et des impôts nets est significative. Le revenu disponible moyen ou net par année augmente de 3 426 \$ par rapport au cas où les résultats ont été générés en utilisant des paramètres distincts pour les décrocheurs et les diplômés du secondaire. Les taxes nettes perçues par les gouvernements augmentent également considérablement, passant d'un montant de 5 011 \$ à 7 458 \$. Autrement dit, avec ce changement, le revenu net (après impôt) des décrocheurs du secondaire augmente et les transferts gouvernementaux diminuent.

En comparant les effets de cette dernière simulation avec celui où seuls les paramètres salariaux ont été modifiés, il est clair que le perfectionnement scolaire (pour les décrocheurs du

secondaire) ne générera des améliorations mesurables des résultats sur le marché du travail que si les préférences en matière de travail et de bien-être sont modifiées ainsi que le salaire. Cela peut cependant être très difficile à réaliser et exiger des investissements importants dans les écoles et les systèmes de soutien. Obliger les élèves à terminer leurs études secondaires en les forçant à rester à l'école ou en leur offrant un diplôme d'études secondaires « équivalent » peut ne pas être suffisant pour modifier leurs préférences pour le travail et/ou pour les études.

Ces résultats mettent en évidence un aspect important du comportement des décrocheurs du secondaire, à savoir que même si les décideurs politiques pouvaient forcer tous les élèves qui risquent de décrocher à obtenir leur diplôme d'études secondaires, rien ne garantit que cela leur apporterait du succès sur le marché du travail.

Cela s'explique en grande partie par un phénomène de sélection. Il est à parier que la distribution des aptitudes cognitives et non-cognitives caractérisant les décrocheurs diffère grandement de celle des diplômés et que cette différence influe directement sur les préférences et les goûts pour les études et le travail (ou le loisir).

Ceci est clairement illustré par la constatation que lorsque nous modifions uniquement le rendement économique d'un diplôme d'études secondaires (c'est-à-dire augmenter le salaire horaire), nous constatons seulement de modestes ajustements sur l'offre de main-d'œuvre et l'utilisation de l'aide sociale. D'un autre côté, lorsque nous ajustons également les préférences pour les aligner sur celles des diplômés du secondaire, on observe alors des changements importants.

Pour bien comprendre ces résultats, il est utile de se référer à la littérature économique sur la modélisation des choix éducatifs. En effet, un segment de la littérature économique (à fort contenu technique) et synthétisé dans l'article de Belzil (2007), démontre relativement clairement qu'une large portion des choix éducatifs des individus (choix du niveau et aussi choix de la spécialisation) est en fait générée par des motifs non pécuniaires. En d'autres termes, lorsque les agents économiques pondèrent les gains financiers de l'éducation par leur niveau propre d'aversion aux études académiques, la réaction des agents économiques aux incitations financières générées par de plus longues études devient beaucoup plus limitée.

6.1.4 Système Ontarien

En dernier lieu, nous avons utilisé le modèle et l'échantillon québécois des décrocheurs et des diplômés du secondaire du fichier à grande diffusion de 2006, et avons remplacé le système d'impôt et de transferts par celui qui a été mis en place pour le Québec en 2015 ainsi que celui mis en place pour l'Ontario en 2015. La raison de cette simulation est d'explorer comment l'offre de main-d'œuvre et l'utilisation de l'aide sociale des travailleurs peu qualifiés au Québec changeraient s'ils étaient plutôt confrontés aux règles fiscales et de prestations qui s'appliquent en Ontario.

Les résultats sont présentés dans le tableau 14 avec des proportions prévues sous le barème des impôts du Québec dans la partie supérieure et une proportion similaire sous le barème des impôts de l'Ontario dans la partie inférieure. Il est important de garder à l'esprit que tout, sauf le barème des impôts, est maintenu constant lors de la génération des deux ensembles de résultats. Si le système d'impôts et de transferts Ontarien s'appliquaient, le taux d'emploi moyen parmi les bénéficiaires de l'aide sociale passerait de 9,7 pour cent à 29,8 pour cent. Il s'agit d'une différence substantielle qui peut-être attribuable aux paramètres régissant l'admissibilité à l'aide sociale et aux incitations ainsi qu'aux paramètres déterminant l'impôt sur le revenu et les crédits d'impôt. Les entrées du tableau pour ceux qui ne reçoivent pas d'aide sociale sont cependant très similaires pour les deux barèmes d'imposition. Le taux de non-emploi est de 3,1 pour cent dans les deux cas et le taux de temps pleins est également le même à 72,7 pour cent.

La similitude de l'offre de main-d'œuvre prédite pour les personnes qui ne bénéficient pas de l'aide sociale suggère que les différences dans les règles d'admissibilité à l'aide sociale entre les deux provinces sont la principale raison des taux d'emploi prévus plus élevés pour les bénéficiaires de l'aide sociale en vertu des règles de l'Ontario, et non les différences d'impôts sur le revenu. Puis, comme le montre l'annexe, l'une des principales différences dans les paramètres d'admissibilité à l'aide sociale entre les deux provinces est le taux de réduction des prestations, qui était de 100 pour cent au Québec et de seulement 50 pour cent en Ontario. Même si une

partie des revenus est exonérée, le taux d'imposition implicite très élevé réduit clairement toute incitation à travailler, en particulier dans les emplois à bas salaire, ceux qui sont principalement disponibles pour ce groupe.

7. CONCLUSIONS

Pendant des décennies, l'accroissement du commerce international et les progrès technologiques ont changé la nature des emplois disponibles pour les travailleurs peu qualifiés dans la plupart des pays avancés. Cette évolution est susceptible de perdurer à mesure que les progrès de l'automatisation, de la robotique et l'expansion de l'économie du numérique continuent de modifier le marché du travail.^{17,18} Ces développements exercent une pression sur les décideurs publiques et une attention particulière a été accordée aux jeunes peu qualifiés qui font déjà face à une demande limitée pour leurs compétences. Ce groupe de jeunes peu qualifiés est au centre de cette recherche. Nous présentons une analyse descriptive de leur attachement au marché du travail, puis analysons l'efficacité de différentes politiques visant à accroître leur implication et leur réussite sur le marché du travail.

Conformément aux données antérieures pour le Canada et d'autres pays, nous montrons que les décrocheurs du secondaire ont des liens plus faibles avec le marché du travail que les personnes ayant un niveau de scolarité plus élevé. Contrairement à la plupart des recherches antérieures sur l'utilisation de l'aide sociale et l'emploi, qui se sont concentrées sur les mères célibataires, nous analysons le comportement des hommes célibataires, sans diplôme d'études secondaires. Contrairement aux États-Unis, ces personnes sont admissibles à l'aide sociale au Canada et comme nous le montrons, une proportion importante d'entre elles reçoivent des prestations d'aide sociale, et plus encore au Québec et en Ontario qu'en Alberta et en Colombie-Britannique.

¹⁷ L'OCDE (2016) estime que la moitié des activités professionnelles actuelles peuvent être automatisées d'ici 2055 et dans certains scénarios même d'ici 2035. McKinley (2017) parvient à des conclusions similaires.

¹⁸ L'impact négatif de Covid-19 sur le marché du travail s'est concentré sur les emplois peu qualifiés, qui ont été perdus à un rythme plus élevé que les autres emplois (voir Lemieux et al (2020)). L'impact à long terme de ceci est inconnu (voir Jones et al (2020)).

Les taux de participation à l'aide sociale diminuent considérablement si l'on considère les hommes d'âge identique qui sont titulaires d'un diplôme d'études secondaires.

De plus, il est très important de comprendre que l'impact des programmes d'aide sociale est beaucoup plus profond que son seul effet sur l'offre de travail. Comme nous l'avons montré, l'effet désincitatif sur l'offre de travail s'ajoute aussi à une diminution des rendements financiers de l'éducation. Cette réduction prend la forme d'une désincitation à terminer les études secondaires puisque la disponibilité d'aide sociale induit un plancher de revenu en deçà duquel il n'est pas possible d'aller. Cette politique peut donc encourager certains jeunes individus à renoncer à leurs études secondaires car elle les assure d'un revenu minimum. Ce phénomène, commun à beaucoup de pays occidentaux, doit d'être pris aussi en compte par les décideurs au Québec et dans le reste du Canada.

Une réponse politique instinctive pourrait être d'imposer un diplôme d'études secondaires obligatoire et d'empêcher tout élève de décrocher. Cependant, comme nous le montrons également, il n'est pas garanti que ce genre de politique puisse améliorer les résultats de ceux qui seraient désormais contraints de rester à l'école. Notre résultat est cohérent avec ceux qui se retrouvent dans des recherches récentes utilisant des données danoises (voir Hansen et al [2020]). Il s'inscrit également dans la lignée d'un certain nombre de travaux sur les choix éducatifs et qui utilisent des approches plus structurelles, comme Cameron et Heckman (1998) et Eckstein et Wolpin (1999). Beaucoup de ces articles indiquent que les facteurs déterminés avant l'âge minimal pour travailler à temps plein, tels que les compétences cognitives et les facteurs non cognitifs des étudiants, sont importants. Cependant, l'amélioration de ces compétences est un défi complexe et a plus de chances de réussir avec un programme d'investissement en capital humain dès le plus jeune âge.

Bien que l'amélioration des niveaux de compétence des décrocheurs du secondaire puisse accroître la demande de main-d'œuvre, nous soutenons que l'offre est également importante. En particulier, les filets de sécurité mis en place pour prévenir la pauvreté peuvent avoir de forts

effets dissuasifs et réduire la volonté de travailler. Nous montrons que les règles d'admissibilité aux prestations d'aide sociale au Québec ne tendent pas à inciter les bénéficiaires à travailler. L'obtention de tout revenu supérieur à 200 \$ par mois a pour conséquence de réduire les prestations d'aide sociale automatiquement d'un montant équivalent. Cela signifie qu'il n'est pas économiquement rentable pour un bénéficiaire de l'aide sociale d'occuper un emploi à temps partiel à bas salaire, même si un tel emploi peut éventuellement donner accès à plus d'heures de travail et même à des salaires plus élevés subséquemment sur le cycle de vie. Nos simulations montrent que si le Québec adoptait la réglementation des prestations de l'Ontario, où les gains supplémentaires sont plutôt réduits à 50 cents par dollar, la proportion de prestataires de l'aide sociale qui travaillent augmentera d'un facteur de trois. Cela augmentera leur revenu net et ne réduira que marginalement les finances publiques (plus d'argent dépensé pour les prestations d'aide sociale, mais aussi plus d'impôt sur le revenu collecté).

Nous avons aussi examiné les effets de la suppression des programmes de crédit d'impôt actuellement en place qui visent à encourager l'emploi. Cet exercice montre l'impact attendu de ces programmes sur l'offre de main-d'œuvre et nos résultats suggèrent des changements limités en matière d'emploi, de participation à l'aide sociale et d'heures travaillées. L'effet le plus important est une réduction de 18 pour cent de l'emploi parmi les bénéficiaires de l'aide sociale, les effets restants étant de l'ordre de 2 à 3 pour cent. Les faibles effets n'impliquent cependant pas que les crédits d'impôt sont des instruments de politique inefficaces. On s'attend plutôt à ces réactions en raison de la faible ampleur des crédits d'impôt dans le système actuel.

Pour résumer, les résultats de ce rapport soulignent l'importance des préférences des agents économiques pour le travail et le loisir ainsi que les incitations financières. Afin de réduire le nombre de jeunes peu qualifiés qui dépendent de l'aide sociale et d'améliorer leurs opportunités sur le marché du travail, les décideurs doivent adopter une stratégie à long terme pour améliorer l'acquisition de compétences à l'école, en commençant dès le plus jeune âge, et réduire les obstacles financiers à l'accès à l'emploi dans des emplois à faible revenu. Les critères d'éligibilité

actuels offrent des raisons très limitées d'abandonner les chèques d'aide sociale en échange d'un travail à temps partiel ou d'un travail à plein temps à un salaire modeste. Cet environnement économique risque de cimenter les individus dans la dépendance à l'aide sociale et de les exclure définitivement du marché du travail. Cela a de graves conséquences tant au niveau individuel que social et avec l'évolution rapide des marchés du travail, il est plus important que jamais de répondre à ces préoccupations

RÉFÉRENCE

Allen, D. W. (1993). Welfare and the family: The Canadian experience. *Journal of Labor Economics*, 11(1, Part 2), S201-S223.

Annabi, N., Boudribila, Y., & Harvey, S. (2013). Labor supply and income distribution effects of the working income tax benefit: a general equilibrium microsimulation analysis. *IZA Journal of Labor Policy*, 2(1), 19.

Athreya, K., Reilly, D., & Simpson, N. (2014). Single Mothers and the Earned Income Tax Credit: Insurance Without Disincentives? IZA DP No. 8114

Bargain, O., & Doorley, K. (2011). Caught in the trap? Welfare's disincentive and the labor supply of single men. *Journal of Public Economics*, 95(9-10), 1096-1110.

Bargain, O., & Doorley, K. (2017). The Effect of Social Benefits on Youth Employment Combining Regression Discontinuity and a Behavioral Model. *Journal of Human Resources*, 52(4), 1032-1059.

Barrett, G. F. (2000). The effect of educational attainment on welfare dependence: Evidence from Canada. *Journal of Public Economics*, 77(2), 209-232.

Belzil, C (2007). The Return to Schooling in Structural Dynamic Models: A Survey. *European Economic Review*, 51 (5), 1059-1105.

Bitler, M. P., Gelbach, J. B., & Hoynes, H. W. (2008). Distributional impacts of the self-sufficiency project. *Journal of Public Economics*, 92(3-4), 748-765.

Blundell, R., Duncan, A., McCrae, J., & Meghir, C. (2000). The labor market impact of the working families' tax credit. *Fiscal studies*, 21(1), 75-104.

Blundell, R., & Hoynes, H. W. (2004). Has 'in-work' benefit reform helped the labor market? In *Seeking a Premier Economy: The Economic Effects of British Economic Reforms, 1980-2000* (pp. 411-460). University of Chicago Press.

Brewer, M., Duncan, A., Shephard, A., & Suarez, M. J. (2006). Did working families' tax credit work? The impact of in-work support on labor supply in Great Britain. *Labor economics*, 13(6), 699-720.

Brouillette, D., & Lacroix, G. (2010). Heterogeneous treatment and self-selection in a wage subsidy experiment. *Journal of Public Economics*, 94(7-8), 479-492.

Brouillette, D., & Fortin, B. (2008). *Impact de la Prime au travail sur l'effort au travail: une approche expérimentale*. CIRANO.

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.

Card, D., & Robins, P. K. (1996). *Do financial incentives encourage welfare recipients to work? Evidence from a randomized evaluation of the self-sufficiency project* (No. w5701). National Bureau of Economic Research.

Card, D., & Robins, P. K. (2005). How important are “entry effects” in financial incentive programs for welfare recipients? Experimental evidence from the Self-Sufficiency Project. *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 113-139.

Card, D. E., & Hyslop, D. R. (2006). *Understanding the Dynamic Effects of the Self-Sufficiency Project Applicant Study*. Social Research and Demonstration Corporation.

Chyi, H. (2012). The 1993 EITC expansion and low-skilled single mothers’ welfare use decision. *Applied Economics*, 44(13), 1717-1736.

Eckstein, Z., & Wolpin, K. E. (1999). Why Youth Drop Out of High School: The Impact of Preferences, Opportunities, and Abilities. *Econometrica*, 67(6), 1295-1339.

Eissa, N., & Hoynes, H. W. (2004). Taxes and the labor market participation of married couples: the earned income tax credit. *Journal of public Economics*, 88(9-10), 1931-1958.

Eissa, N., & Hoynes, H. W. (2006). Behavioral responses to taxes: Lessons from the EITC and labor supply. *Tax policy and the economy*, 20, 73-110.

Fortin, B., Fougère, D., & Lacroix, G. (1999). *The Impact of Government-Sponsored Training Programs on Labor Market Transition*. CIRANO.

Fortin, B., Joanis, M. & Raguéd, S. (2019). Interruption des études secondaires et postsecondaires au Canada: une analyse dynamique. Cirano report 2019RP-11.

Francesconi, M., & Van der Klaauw, W. (2007). The socioeconomic consequences of “in-work” benefit reform for British lone mothers. *Journal of Human Resources*, 42(1), 1-31.

Gilbert, L., Kamionka, T., & Lacroix, G. (2011). The impact of government-sponsored training programs on the labor market transitions of disadvantaged men. *ADVANCES IN ECONOMETRICS-THEORY AND APPLICATIONS*, 47.

Gregg, P., Harkness, S., & Smith, S. (2009). Welfare reform and lone parents in the UK. *The economic journal*, 119(535), F38-F65.

Hansen, J., Kristensen, N., & Lindergaard Andersen, H. (2020) The Bottom 20%: Early Career Paths of Adolescents with Low GPA. IZA Discussion Paper No. 13564. IZA, Bonn.

Hansen, J., & Liu, X. (2015). Estimating labor supply responses and welfare participation: Using a natural experiment to validate a structural labor supply model. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 48(5), 1831-1854.

Hotz, V. J. (2003). The earned income tax credit. In *Means-tested transfer programs in the United States* (pp. 141-198). University of Chicago press.

Hoynes, H. W. (1996). *Local labor markets and welfare spells: do demand conditions matter?* (No. w5643). National Bureau of Economic Research.

Hoynes, H. W. (1996). *Work, welfare, and family structure: what have we learned?* (No. w5644). National Bureau of Economic Research.

Jones, S.R.G., Lange, F., Riddell, W.C., & Warman, C. (2020). Waiting for Recovery: The Canadian Labour Market in June 2020. *Canadian Public Policy*, 46 (S2), S102-S118.

Huffman, S. K., & Jensen, H. H. (2005). Linkages among welfare, food assistance programs and labor supply: evidence from the survey of programme dynamics. *Applied Economics*, 37(10), 1099-1113.

Kamionka, T., & Lacroix, G. (2003). *Assessing the impact of non-response on the treatment effect in the Canadian self-sufficiency experiment*. CIRANO.

Keane, M., & Moffitt, R. (1998). A structural model of multiple welfare program participation and labor supply. *International economic review*, 553-589.

Lacroix, G., & Brouillette, D. (2011). Assessing the impact of a wage subsidy for single parents on social assistance. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 44(4), 1195-1221.

Lemieux, T., Milligan, K., Schirle, T., & Skuterud, M. (2020). Initial Impacts of the COVID-19 Pandemic on the Canadian Labour Market. *Canadian Public Policy*, 46 (S1), S55-S65.

Lemieux, T., & Milligan, K. (2008). Incentive effects of social assistance: A regression discontinuity approach. *Journal of Econometrics*, 142(2), 807-828.

McKinsey (2017). *A Future That Works: Automation, Employment, and Productivity*. McKinsey Global Institute, January 2017.

Milligan, K. (2016), *Canadian Tax and Credit Simulator*. Database, software and documentation, Version 2016-2.

Moffette, F., Boccanfuso, D., Richard, P., & Savard, L. (2013). *Estimating the Impact of the Québec's Work Incentive Program on Labor Supply: An Ex Post Microsimulation Analysis*. Sherbrooke (QC): GREDI, Working Paper No. 13-01.

Moffitt, R. (1983). An economic model of welfare stigma. *American Economic Review*, 73(5), 1023-1035.

Moffitt, R. (1986). Work incentives in the AFDC system: an analysis of the 1981 reforms. *The American Economic Review*, 76(2), 219-223.

Moffitt, R. A. (2003). The negative income tax and the evolution of US welfare policy. *Journal of economic perspectives*, 17(3), 119-140.

OECD (2016). The Risk of Automation for Jobs in OECD Countries. A Comparative Analysis. OECD Social, Employment and Migration Working Paper No. 189. OECD Paris.

Riddell, C., & Riddell, W. C. (2014). The Pitfalls of 'Work-First' Welfare Reform Policies: Human Capital Accumulation in the Self-Sufficiency Project. *Journal of Public Economics*, 117, 39-49.

Statistics Canada (2019). [Table 37-10-0130-01 Educational attainment of the population aged 25 to 64, by age group and sex, Organisation for Economic Co-operation and Development \(OECD\), Canada, provinces and territories.](#)

Van Soest, A. (1995). Structural models of family labor supply: a discrete choice approach. *Journal of Human Resources*, 63-88.

Van Soest, A., & Das, M. (2001). Family labor supply and proposed tax reforms in the Netherlands. *De Economist*, 149(2), 191-218.

Yang, T. T. (2018). Family Labor Supply and the Timing of Cash Transfers Evidence from the Earned Income Tax Credit. *Journal of Human Resources*, 53(2), 445-473.

Appendix: Tableaux

Tableau 1: Taux de décrochage des jeunes hommes au secondaire en 2006 et 2016, selon l'âge et la province

Age	Quebec		Ontario		Alberta		Colombie Britannique	
	2006	2016	2006	2016	2006	2016	2006	2016
Hommes libres								
21-22	20.2	19.9	16.9	8.5	16.9	11.1	12.1	7.7
23-24	17.0	14.1	12.3	7.0	16.2	9.1	11.1	6.8
25-26	13.1	12.8	9.6	7.3	15.1	8.9	10.9	6.7
27-28	12.7	13.3	9.4	7.4	13.0	7.9	10.6	7.4
Tous les hommes								
21-22	21.3	18.5	15.4	8.6	21.5	12.9	13.0	8.3
23-24	18.6	16.6	13.0	8.4	20.3	12.4	12.7	8.0
25-26	16.8	15.9	11.8	9.3	19.1	12.1	12.6	8.8
27-28	15.7	15.2	11.4	9.2	17.2	11.7	13.0	9.0

Remarque : Toutes les entrées sont pondérées et arrondies. Recensements canadiens de 2006 et 2016, données de base.

Tableau 2: Taux de décrochage des jeunes femmes au secondaire en 2006 et 2016, selon l'âge et la province

Age	Quebec		Ontario		Alberta		Colombie Britannique	
	2006	2016	2006	2016	2006	2016	2006	2016
Femmes célibataires								
21-22	10.1	12.1	10.8	5.4	13.1	7.9	9.3	4.7
23-24	6.9	8.2	6.3	4.6	8.9	5.1	6.7	4.4
25-26	6.3	6.3	6.1	4.2	9.0	5.6	5.8	4.5
27-28	5.1	5.4	4.5	3.8	7.2	5.0	6.3	4.4
Toutes les femmes								
21-22	13.8	12.3	11.3	6.5	18.5	10.1	10.9	5.9
23-24	12.1	11.7	9.7	6.4	16.1	10.1	9.8	6.1
25-26	11.1	10.5	9.1	6.8	15.6	9.8	9.0	6.4
27-28	11.1	9.9	8.4	7.0	14.0	9.7	10.2	6.6

Remarque : Toutes les entrées sont pondérées et arrondies. Recensements canadiens de 2006 et 2016, données de base.

Tableau 3: Salaire horaire moyen en 2005 et 2015 pour les hommes de 25 à 30 ans, par province, en dollars 2015

Secondaire	Québec		Ontario		Alberta		Colombie Britannique	
	2005	2015	2005	2015	2005	2015	2005	2015
Décrocheurs	18.3	20.8	20.2	22.1	24.5	31.4	18.8	22.5
<i>% différence</i>		13.3%		9.7%		28.1%		19.7%
Diplômés	20.5	22.4	22.7	24.0	24.7	32.8	21.1	25.5
<i>% différence</i>		9.3%		5.5%		32.9%		20.6%
Diplômés/ Décrocheurs	11.5%	7.5%	12.7%	8.4%	0.7%	4.5%	12.4%	13.3%

Remarque : échantillon d'hommes célibataires. Toutes les entrées sont pondérées et arrondies. Recensements canadiens de 2006 et 2016, données de base.

Tableau 4: Taux d'emplois à temps plein moyen en 2005 et 2015 pour les hommes de 25 à 30 ans, par province

Secondaire	Quebec		Ontario		Alberta		Colombie Britannique	
	2005	2015	2005	2015	2005	2015	2005	2015
Décrocheurs	83.8	85.1	84.2	82.4	95.6	93.0	89.3	89.5
<i>% différence</i>		1.5%		-2.1%		-2.7%		0.2%
Diplômés	93.7	93.8	95.2	95.2	98.7	97.8	93.2	97.0
<i>% différence</i>		0.1%		0.0%		-0.9%		4.1%
Diplômés/ Décrocheurs	11.8%	10.2%	13.2%	15.5%	4.3%	5.1%	4.3%	8.4%

Remarque : échantillon d'hommes célibataires. Toutes les entrées sont pondérées et arrondies. Recensements canadiens de 2006 et 2016, données de base.

Tableau 5: Taux moyens de participation à l'aide sociale en 2015 chez les hommes de 25 à 30 ans, par province

	Quebec	Ontario	Alberta	Colombie Britannique
Décrocheurs	19.0	22.1	5.7	9.4
Diplomés	7.4	7.0	2.1	2.5
Diplomés/ Décrocheurs	0.38	0.32	0.36	0.27

Remarque : échantillon d'hommes célibataires. Toutes les entrées sont pondérées et arrondies. Recensements canadiens de 2016, données de base.

Tableau 6: Caractéristiques de l'échantillon québécois des décrocheurs hommes, âgés de 19 à 30 ans, en 2016

	Reçoivent de l'aide sociale	Ne reçoivent pas d'aide sociale
Proportion avec heures annuelles (h):		
h = 0	94.8	3.4
h < 1,200	5.2	18.2
1,200 ≤ h < 1,800	-	20.9
1,800 ≤ h	-	57.6
Participation à l'aide sociale		15.4
Proportion d'immigrants	6.4	8.0
Age Moyen	25.4	25.1
Heures annuelles moyennes de travail	38	1,654
Salaire horaire moyenne	-	19.1
Nombre d'observations	1,165	6,385

Remarque : Caractéristiques de l'échantillon d'hommes célibataires. Toutes les entrées sont pondérées. Recensement canadien de 2016, données de base. Il y avait trop peu d'observations de salaire pour le groupe qui reçoit de l'aide sociale.

Tableau 7: Caractéristiques de l'échantillon québécois des décrocheurs hommes, âgés de 20 à 34 ans, en 2006

	Reçoivent de l'aide sociale	Ne reçoivent pas d'aide sociale
Proportion avec heures annuelles (h):		
h = 0	80.4	3.5
h < 1,200	19.6	8.1
1,200 <= h < 1,800	-	16.2
1,800 <= h	-	72.3
Catégories d'âges		
20-24	16.3	20.1
25-29	34.8	42.5
30-34	48.9	37.4
Éducation		
Décrocheurs	43.5	14.9
Diplômés + décrocheurs avec un certificat	23.9	27.0
Diplômés avec un certificat	32.6	58.1
Participation à l'aide sociale		7.3
Proportion d'immigrants	13.0	7.5
Heures annuelles moyennes de travail	110	1,887
Salaire horaire moyen	-	21.5
Nombre d'observations	92	1,164

Remarque : Caractéristiques de l'échantillon d'hommes célibataires au Québec. Recensement canadien de 2006, fichiers publics. Il y avait trop peu d'observations de salaire pour le groupe qui reçoit de l'aide sociale.

Tableau 8: Différence entre les proportions prévues et réelles pour différentes catégories d'heures en 2016.

	Reçoivent de l'aide sociale	Ne reçoivent pas d'aide sociale
Heures:		
h = 0	-0.88	-0.04
h < 1,200	0.88	-1.49
1,200 ≤ h < 1,800	-	1.56
1,800 ≤ h	-	-0.04

Remarque : Prédiction fondée sur le modèle présenté aux sections 4 et 5 à l'aide d'estimations provenant d'un échantillon de décrocheurs hommes célibataires. Les proportions réelles et prévues (non prévues) n'ont pas été divulguées par le centre de données pour des raisons de confidentialité. Un nombre négatif signifie une sous-prédiction. Recensement canadien de 2016, données de base.

Tableau 9: Simulation de l'impact des modifications apportées à la réglementation de l'aide sociale.

Politique	Sous-groupe	Taux d'emploi	Participation au bien-être	Heures annuelles de travail	Variation moyenne du revenu disponible	Taxes nettes
Environnement statu-quo de 2016	Tous	83.1%	14.4%	1,491	-	3,590
	sans d'aide	96.3%	0.0%	1,736	-	5,571
	Avec aide	5.0%	100.0%	38	-	-8,164
Réduction du taux de réduction des prestations à 50%	Tous	83.7%	17.3%	1,469	-1,750	3,338
	Sans aide	96.4%	3.3%	1,707	-3,928	5,291
	Avec aide	8.1%	100.0%	61	3,540	-8,251

Remarque : Prédiction fondée sur le modèle présenté aux sections 4 et 5 à l'aide d'estimations provenant d'un échantillon de décrocheurs hommes célibataires. Recensement canadien de 2016, données de base.

Tableau 10: Simulation de l'impact des modifications des niveaux de prestations.

Politique	Sous-groupe	Taux d'emploi	Participation au bien-être	Heures annuelles de travail	Variation moyenne du revenu disponible	Taxes nettes
Environnement politique réel de 2016	Tous	83.1%	14.4%	1,491	-	3,590
	Sans aide	96.3%	0.0%	1,736	-	5,571
	Avec aide	5.0%	100.0%	38	-	-8,164
Réduction des prestations de 25%	Tous	83.4%	13.6%	1,499	-1,407	3,893
	Sans aide	96.3%	0.0%	1,736	0	5,571
	Avec aide	7.0%	94.6%	93	-1,407	-6,062

Remarque : Prédiction fondée sur le modèle présenté aux sections 4 et 5 à l'aide d'estimations provenant d'un échantillon de décrocheurs hommes célibataires. Recensement canadien de 2016, données de base.

Tableau 11: Impact simulé des modifications de la réglementation des avantages fiscaux.

Politique	Sous-groupe	Taux d'emploi	Participation au bien-être	Heures annuelles de travail	Variation moyenne du revenu disponible	Taxes nettes
Environnement politique réel de 2016	Tous	83.1%	14.4%	1,491	-	3,590
	Sans aide	96.3%	0.0%	1,736	-	5,571
	Avec aide	5.0%	100%	38	-	-8,164
Élimination de la PFRT	Tous	83.1%	14.4%	1,543	1,032	4,093
	Sans aide	96.2%	0.1%	1,795	1,040	6,141
	Avec aide	5.0%	99.2%	49	748	-8,063
Élimination du prime au travail	Tous	83.1%	14.4%	1,507	433	3,729
	Sans aide	96.3%	0.0%	1,753	431	5,725
	Avec aide	5.0%	99.6%	44	478	-8,118
Élimination de la PFRT et du prime de travail	Tous	83.1%	14.4%	1,552	1,184	4,172
	Sans aide	96.2%	0.1%	1,805	1,187	6,230
	Avec aide	5.0%	98.8%	52	1,057	-8,039

Remarque : Prédiction fondées sur le modèle présenté aux sections 4 et 5 à l'aide d'estimations provenant d'un échantillon de décrocheurs hommes célibataires. Recensement canadien de 2016, données de base.

Tableau 12: Répartition réelle des heures des hommes peu scolarisés au Québec, âgés de 20 à 34 ans en 2006.

	Avec aide	Sans aide
	Données	
Heurs de cours:		
h = 0	80.4	3.5
h < 1,200	19.6	8.1
1,200 <= h < 1,800	-	16.2
1,800 <= h	-	72.3
	Modèle	
h = 0	88.3	3.3
h < 1,200	11.7	7.6
1,200 <= h < 1,800	-	15.2
1,800 <= h	-	73.9

Remarque : proportions réelles et prévues. Prédications basées sur le modèle présenté aux sections 4 et 5 à l'aide d'estimations provenant d'un échantillon de décrocheurs, de diplômés du secondaire et de diplômés du secondaire seuls. Négatif signifie sous-prédiction. Recensement canadien de 2006, fichiers publics.

Tableau 13: Impact simulé de la complétion obligatoire du secondaire.

taux d'emploi	Participation sociale	Heures annuelles de travail	Variation moyenne du revenu disponible	Taxes nettes
Environnement statu-quo de 2016				
77.10%	14.95%	1,531	-	5,011
Même fonction salariale pour les diplômés et les décrocheurs				
78.04%	14.49%	1,514	1,245	5,695
Même fonction salariale et paramètres de préférence pour les diplômés et les décrocheurs				
87.38%	4.21%	1,752	3,426	7,458

Remarque : proportions réelles et prévues. Prédications basées sur le modèle présenté aux sections 4 et 5 à l'aide d'estimations provenant d'un échantillon de décrocheurs, de diplômés du secondaire et de diplômés du secondaire seuls. Négatif signifie sous-prédit. Recensement canadien de 2006, fichiers publics.

Tableau 14: Proportions prévues dans différentes classes d'heures en 2015 à l'aide des paramètres québécois estimés du recensement de 2006 et de différents systèmes d'imposition et de transfert.

	Reçoivent le bien-être	Ne reçoivent pas le bien-être
Système d'impôt et de transfert québécois		
Heures de cours		
h = 0	90.28	3.13
h < 1,200	9.72	8.70
1,200 <= h < 1,800		15.46
1,800 <= h		72.72
Système d'impôt et de transfert de l'Ontario		
Heures de cours		
h = 0	70.21	3.10
h < 1,200	29.79	7.83
1,200 <= h < 1,800		16.35
1,800 <= h		72.72

Remarque: Les prévisions sont basées sur le modèle présenté aux sections 4 et 5 utilisant des estimations d'un échantillon d'hommes seuls et peu scolarisés au Québec en 2006. Recensement canadien de 2006, fichiers publics.

Toutes les valeurs en dollars du barème des impôts et des avantages sont ajustées à 2015 en utilisant l'IPC.

Appendice

Tableau A1: Horaire de taxes et de primes en 2015 pour le Québec et l'Ontario			
<i>Impôt fédéral progressif sur le revenu des particuliers</i>			
F1 = revenu * 0.15,	0<=F1<=6705.15		
F2 = (revenu - 44701)*0.22,	0<=F2<=9834		
F3 = (revenu - 89401)*0.26,	0<=F3<=12788.1		
F4 = (revenu - 138586)*0.29,	min F4=0		
FT = F1 + F2 + F3 + F4			
<i>Crédits d'impôt non remboursables fédéraux</i>			
Montant de base	11327		
CPP/QPP	(revenu - 3500)*0.0525		
	0<= CPP/QPP<= 2630.25		
EI/UI	revenu * 0.0154		
	0<= EI/UI<= 762.30		
Taux du crédit d'impôt non remboursable	0.15		
Taux de réduction QC	0.165		
Fédéral net = ((FT + CPP/QPP + EI/UI) - taux de crédit * non remboursables)*(1-QC taux de réduction)			
<i>Crédits d'impôt remboursables fédéraux = WITB + crédits du TPS/TVQ</i>			
WITB			
phase-in	$IN_{WITB} = 0.205 * (\text{revenu} - 2400)$		
	$0 \leq IN_{WITB} \leq 1633.85$		
phase-out	$OUT_{WITB} = 0.2 * (\text{revenu} - 11902.80)$ min $OUT_{WITB} = 0$		
Total (Total min. =0)	$IN_{WITB} - OUT_{WITB}$		
Crédit d'impôt remboursable pour la TPS / TVH			
Montant de base	$B_{GST} = 272$		
phase-in	$IN_{GST} = 0.02 * (\text{revenu} - 8833)$		
	$0 \leq IN_{GST} \leq 143$		
phase-out	$OUT_{GST} = 0.05 * (\text{revenu} - 35465)$ min $OUT_{GST} = 0$		
Total (Total min. =0)	$B_{GST} + IN_{GST} - OUT_{GST}$		

Tableau A1: Cont.			
<i>Impôt progressif provincial sur le revenu des particuliers</i>			
Québec		Ontario	
	Q1 = revenu * 0.16 0<=Q1<=6709.6		O1=revenu * 0.0505 0<=O1<=2066.6
	Q2 = (revenu - 41935)*0.2 0<=Q2<=8386		O2=(revenu - 40922)*0.0915 0<=O2<=3744.64
	Q3 = (revenu - 83865)*0.24 0<=Q3<=4362		O3=(revenu - 81847)*0.1116 0<=O3<=7605.9
	Q4=(revenu - 102040)*0.2575 min Q4=0		O4=(revenu - 150000)*0.1216 0<=O4<=8512
			O5=(revenu - 220000)*0.1316 min O5=0
	PT = Q1+Q2+Q3+Q4		PIT = O1+O2+O3+O4+O5
	min PIT=0		min PIT=0
<i>Crédits d'impôt provinciaux non remboursables</i>			
Montant de base	11425		9863
Habitant seul			
De base	1340		
phase-out	OUT _L = (revenu - 33145)*0.15 min OUTL=0		
Total (Total min. =0)	De base - OUT _L		
Taux de crédit non remboursable	0.2		0.0505
Ptax = PIT -taux de crédit*non remboursables			
<i>Surtaxe Provinciale</i>			
<i>n.a.</i>			S1 = (Ptax-4418)*0.2 0<= S1<= 247.2
			S2 = (Ptax-5654)*0.36 min S2=0
		Total	S = S1 + S2
		Ontario Tax Reduction (OTR)	OTR = 228*2 - S min OTR=0
		ST	S - OTR min ST=0
Net provincial = taxeP + ST			

Tableau A1: Cont.			
<i>Contribution provinciale à la santé</i>			
	$h1 = 0$ if revenu < 18370		$h1=0$ if revenu < 20000
	$h2 = 0.05*(revenu - 18370)$		$h2 = 0.06*(revenu - 20000)$
	$0 \leq h2 \leq 100$		$0 \leq h2 \leq 300$
	$h3 = 0.05*(revenu - 40820)$		$h3 = 0.06*(revenu - 36000)$
	$0 \leq h3 \leq 100$		$0 \leq h3 \leq 150$
	$h4 = 0.04*(revenu - 132650)$		$h4 = 0.25*(revenu - 48600)$
	$0 \leq h4 \leq 800$		$0 \leq h4 \leq 150$
			$h5 = 0.25*(revenu - 72000)$
			$0 \leq h5 \leq 150$
			$h6 = 0.25*(revenu - 200000)$
			$0 \leq h6 \leq 150$
Total H	$H=h1 + h2 + h3 + h4$ (max H=1000)		$H=h1 + h2 + h3 + h4 + h5 + h6$ (max H=900)
<i>Assistance Sociale</i>			
	$AS = B - RP*(revenu - EA)$ ou le revenu > AG		
Prestation annuelle (B)	616 *12		280 *9 + 305 * 3
Taux de réduction des prestations (RP)	100%		50%
Allocation de gain (AG)	200*12		200*12
<i>Revenu jetable</i>			
Pour les participants sans aide sociale:	Revenu total – Fédéral net + Provincial net + Crédits remboursables fédérales et provinciales - H		
Pour les participants à l'aide sociale:	Revenu total – Fédéral net + Provincial net + Crédits remboursables fédérales et provinciales - H + AS		
N.B.: Impôt et avantages communs appliqués aux personnes seules. CT&CS (Milligan, 2016)			

Tableau A2: Estimations de paramètres

	(1)	(2)
Log(C)^2	0.59*** (0.11)	0.04 (0.14)
Log(C)*log(L)	1.97*** (0.31)	0.22 (0.17)
Log(L)^2	7.52*** (1.55)	8.98*** (1.21)
Coût fixé de travail	2.32*** (0.43)	0.01 (0.07)
<i>Paramètres de préférence de loisirs</i>		
Constant	-31.04*** (5.0)	-15.86*** (1.75)
Age (fictif pour le groupe d'âge 25-29) ^a	-1.44*** (0.51)	-1.74*** (0.38)
Age (fictif pour le groupe d'âge 30-34) ^a	-1.93*** (0.52)	
Immigration	2.13*** (0.68)	0.84* (0.48)
Bilingue	-1.26 (1.1)	-0.11 (0.24)
English	0.27 (0.45)	0.43 (0.64)
Diplômés d'études sec. ou décrocheurs d'école sec. avec un certificat	-0.79 (0.56)	
Diplômés d'école sec. avec un certificat	-1.29** (0.53)	
<i>Paramètres de préférence de consommation</i>		
Constant	-7.77*** (1.33)	3.82 (2.55)
Age (fictif pour le groupe d'âge 25 -29) ^a	-0.11 (0.18)	0.01 (0.08)
Age (fictif pour le groupe d'âge 30 -34) ^a	-0.31* (0.17)	
Immigration	-0.04 (0.18)	-0.26 (0.25)
Diplômés d'études sec. ou décrocheurs d'école sec. avec un certificat	-0.16 (0.17)	
Diplômés d'études sec. avec un certificat	0.11 (0.18)	

Paramètres de préférence de bien-être

Constant	1.74*** (0.45)	2.71*** (0.38)
Age (fictif pour le groupe d'âge 25 -29) ^a	-1.04** (0.44)	-1.26*** (0.35)
Age (fictif pour le groupe d'âge 30 -34) ^a	-1.70*** (0.43)	
Immigration	0.64 (0.53)	1.44** (0.56)
Bilingue	-0.80 (1.08)	0.14 (0.22)
Anglais	0.04 (0.48)	0.64 (0.43)
Diplômés d'études sec. ou décrocheurs d'école sec. avec un certificat	0.79* (0.42)	
Diplômés d'école sec. avec un certificat	0.88** (0.39)	

Équation de salaires

Age (fictif pour le groupe d'âge 25-29) ^a	0.12*** (0.03)	0.7*** (0.13)
Age ² (fictif pour le groupe d'âge 30-34) ^a	0.17*** (0.03)	-0.34*** (0.1)
Immigration	-0.14*** (0.05)	-0.01 (0.04)
Bilingue	-0.10 (0.11)	0.01 (0.02)
Anglais	-0.10** (0.05)	0.05 (0.06)
Urbain	0.03 (0.03)	-0.1*** (0.02)
Diplômés d'études sec. ou décrocheurs d'école sec. avec un certificat	0.08** (0.04)	
Diplômés d'école sec. avec un certificat	0.27*** (0.04)	
Constant	2.52*** (0.04)	2.55*** (0.04)
Sigma	0.41*** (0.01)	0.34*** (0.01)

Logit multinomial pour la probabilité d'éducation (l'abandon HS est la base)

Age (fictif pour le groupe d'âge 25-29) ^{iv}	0.07 (0.23)
Age (fictif pour le groupe d'âge 30-34) ^{iv}	0.21 (0.23)
Immigration	-0.25 (0.36)
Bilingue	0.31 (0.75)
Anglais	0.42 (0.35)
Urbain	0.48 ^{***} (0.19)
Constant	0.03 (0.20)

Équation II: diplômés d'études secondaires avec un certificat

Age (fictif pour le groupe d'âge 25-29) ^{iv}	0.76 ^{***} (0.21)
Age (fictif pour le groupe d'âge 30-34) ^{iv}	0.55 ^{***} (0.21)
Immigration	-0.19 (0.33)
Bilingue	-0.13 (0.70)
Anglais	-0.09 (0.33)
Urbain	0.56 ^{***} (0.17)
Constant	0.34 [*] (0.19)

Vraisemblance log	-3111.93	-3091.75
Nombre d'observations	1256	7,545 ^b

Notes :

- (1) : Recensement 2006 – Données publics – Décrocheurs d'école secondaire, diplômés d'études secondaires et ceux qui ont un certificat ou diplôme non universitaire
- (2) : Recensement 2016 – Données de base – Décrocheurs d'école secondaire
- (a) Remarque: dans le modèle (1), l'âge se divise en trois catégories. Deux variables fictives sont définies où la première catégorie (20-24 ans) est la base. Dans le modèle (2), l'âge est continu et il est redimensionné à l'aide de cette formule d'âge = (Age-moyenne) / 10.
- (b) Pour des raisons de confidentialité, le nombre d'observations est pondéré et arrondi. Les valeurs entre parenthèses sont des erreurs standards.