

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES RETOMBÉES SALARIALES DE L'ÉDUCATION : UNE ANALYSE SUR LE  
CANADA

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAITRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

MOÏSE DRABO

MAI 2021

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.10-2015). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

Je remercie tout d'abord mes parents pour leur soutien, soutien sans lequel je n'en serai pas là aujourd'hui. Merci pour tous vos bienfaits à mon égard.

Je remercie ensuite mes directeurs de recherche, Nicholas Lawson et Marie Connolly sans lesquels je n'aurai pas pu produire un tel de travail de recherche. Merci Nicholas pour votre disponibilité exceptionnelle, vos nombreuses corrections et votre aide pour les codes et les estimations. Merci Marie pour vos nombreuses suggestions, vos révisions détaillées et vos lectures appliquées du texte.

Je remercie également le Groupe de recherche sur le capital humain et le gouvernement burkinabé pour les bourses qu'ils m'ont attribuées.

Je remercie finalement mes frères pour leur soutien à mon égard.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX.....	V
LISTE DES FIGURES.....	VIII
RÉSUMÉ .....	XI
INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	5
CHAPITRE II DONNÉES.....	14
2.1 Présentation des données.....	14
2.2 Manipulation et analyse des données descriptives .....	16
CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE .....	24
3.1 Cadre théorique.....	24
3.2 Modèles économétriques .....	27
3.2.1 Estimation des salaires individuels par moindres carrés ordinaires.....	27
3.2.2 L'indice de Katz et Murphy .....	30
3.2.3 Estimation avec mesure de la qualité non observée des travailleurs .....	31
3.2.4 La proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale.....	32
CHAPITRE IV RÉSULTATS .....	34

4.1	Estimation par moindres carrés ordinaires .....	34
4.2	Estimation avec mesure de la qualité non observée des travailleurs .....	44
4.3	Estimation par variable instrumentale .....	49
	CONCLUSION .....	55
	ANNEXE TABLEAUX ET FIGURES .....	58
	RÉFÉRENCES.....	95

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Quelques statistiques descriptives .....	18
4.1 Effet de la proportion des diplômés de l'université sur les salaires individuels entre 1991 et 2016 pour 19 régions .....	36
4.2 Effet du niveau moyen d'éducation sur les salaires individuels entre 1991 et 2016 pour 19 régions .....	37
4.3 Effet du niveau d'éducation sur les salaires individuels entre 1991 et 2016 pour tout le Canada.....	40
4.4 Effet de la proportion des diplômés de l'université sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs entre 1991 et 2016 pour 19 régions.....	42
4.5 Effet du niveau moyen d'éducation sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs entre 1991 et 2016 pour 19 régions .....	43
4.6 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	47
4.7 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans 19 régions.....	48
4.8 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016.....	52

4.9	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions.....	53
4.10	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 .....	54
A.1	Effet de la proportion des diplômés de l'université sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs entre 1991 et 2016 pour tout le Canada.....	59
A.2	Effet du niveau moyen d'éducation sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs entre 1991 et 2016 pour tout le Canada .....	60
A.3	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans tout le Canada .....	61
A.4	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans tout le Canada .....	62
A.5	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans tout le Canada .....	63
A.6	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans tout le Canada .....	64
A.7	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	65
A.8	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion	

de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	66
A.9 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans tout le Canada.....	67
A.10 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans tout le Canada.....	68
A.11 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions .....	69
A.12 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions .....	70
A.13 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour tout le Canada .....	71
A.14 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour tout le Canada .....	72
A.15 Relation entre les changements du niveau d'éducation entre 1991 à 2016 et la proportion de membres d'une minorité visible pour les 11 nouvelles régions .....	73

## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Évolution du salaire hebdomadaire moyen dans quatre groupes de travailleurs .....	20
2.2 Le logarithme du salaire hebdomadaire moyen et le nombre moyen d'années de scolarité des travailleurs dans 19 régions du Canada en 2016	21
2.3 La proportion de membres d'une minorité visible en 1991 et la proportion de travailleurs avec un diplôme universitaire en 2001 .....	23
4.1 Relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université entre 1991 et 2016 dans 19 régions.....	38
4.2 Relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et le niveau moyen d'éducation entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	39
A.1 Évolution de la proportion moyenne des diplômés de l'université entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	74
A.2 Évolution de la proportion moyenne des diplômés de l'université ajustée avec régression entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	75
A.3 Évolution de la proportion moyenne des diplômés de l'université ajustée avec régression (avec plus de contrôles inclus) entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	76
A.4 Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	77

A.5	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	78
A.6	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	79
A.7	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans 19 régions .....	80
A.8	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans 19 régions .....	81
A.9	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans 19 régions .....	82
A.10	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 dans 19 régions .....	83
A.11	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 dans 19 régions .....	84
A.12	Relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université entre 1991 et 2016 dans tout le Canada .....	85
A.13	Relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et le niveau moyen d'éducation entre 1991 et 2016 dans tout le Canada .....	86

A.14	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans tout le Canada.....	87
A.15	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans tout le Canada .....	88
A.16	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans tout le Canada.....	89
A.17	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans tout le Canada .....	90
A.18	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans tout le Canada.....	91
A.19	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans tout le Canada .....	92
A.20	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 dans tout le Canada.....	93
A.21	Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 dans tout le Canada .....	94

## RÉSUMÉ

L'existence d'externalités de l'éducation sur les revenus est une éventualité que de nombreux auteurs ont analysé sans forcément parvenir à un consensus. En effet, trois types de résultats différents se dégagent de la littérature : alors qu'une proportion d'auteurs trouve des effets externes positifs, une autre estime des effets approximativement nuls et une troisième soutient des effets externes négatifs. Les politiques gouvernementales qui favorisent l'éducation au niveau social ne bénéficient ainsi pas d'un soutien uniforme. Ce travail de recherche utilise les microdonnées d'échantillons des Recensements canadiens de la population de 1991 à 2016 afin d'identifier l'existence d'externalités de l'éducation sur les revenus à travers une mesure de l'effet de l'éducation régionale sur les salaires individuels ou la productivité totale des facteurs. Pour mener cette étude en tenant compte d'un éventuel problème d'endogénéité provenant des variables estimant l'éducation régionale ou des salaires individuels, trois stratégies d'estimation ont été utilisées : (1) une estimation par moindres carrés ordinaires avec inclusion de contrôles, (2) une estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible dans une région en 1991 comme instrument et (3) une estimation avec mesure de la qualité non observée des travailleurs comme variable de contrôle. En termes de résultats, les données canadiennes suggèrent que l'effet estimé de l'éducation régionale sur les salaires individuels ou la productivité totale des facteurs est d'une ampleur généralement non négligeable mais le signe varie avec la période de temps retenue. De manière plus détaillée, elles suggèrent des coefficients estimés majoritairement négatifs entre 1991 et 2016 mais souvent positifs (strictement positifs et majoritairement significatifs avec l'estimation par variable instrumentale) entre 1991 et 2001 avec les techniques d'estimation en deux étapes. Les données canadiennes suggèrent ainsi l'existence d'externalités de l'éducation sur les revenus même si on ne peut conclure sur leur signe réel.

Mots-clés : productivité totale des facteurs, éducation régionale, rendement social, revenus d'emploi.

## INTRODUCTION

L'éducation est l'un des déterminants principaux des salaires individuels. De nombreux articles ont analysé et quantifié l'ampleur de cette relation qui paraît assez clairement identifiée; en effet acquérir de l'éducation a un rendement privé assez substantiel variant entre 8 et 15 % par année de scolarité. En d'autres termes, une année supplémentaire de scolarité peut augmenter les revenus d'un individu entre 8 % et 15 % (Topel, 2004).

En dépit de l'ampleur du rendement privé de l'éducation, les gouvernements de nombreux pays mènent des politiques de financement public ou de subventions publiques de l'éducation, ce qui suggère que celle-ci a également une certaine valeur sociale et qu'elle présente des externalités positives qui peuvent être importantes. Le financement public serait ainsi une manière d'inciter les acteurs individuels à choisir des niveaux de scolarité socialement optimaux. De manière plus explicite, ces externalités se manifestent sous plusieurs formes comme par exemple l'amélioration de la santé et longévité de la population, la réduction de la criminalité ou encore la transmission intergénérationnelle.

Cependant, le mémoire se concentre uniquement sur une partie des retombées de l'éducation, en effet il a pour intérêt l'estimation de l'ampleur des effets externes de l'éducation (déterminant principal du capital humain) sur les salaires ou la productivité totale des facteurs au Canada en utilisant les microdonnées d'échantillons des Recensements de la population de 1991 à 2016. L'analyse d'un tel sujet de recherche est d'autant plus intéressante qu'il n'existe que très peu d'articles sur le sujet utilisant les données canadiennes. La contribution du travail de recherche sera ainsi d'analyser,

par l'examen des rendements sociaux de l'éducation au niveau d'une région<sup>1</sup>, si les régions plus éduquées auront tendance à avoir des gains plus élevés même après avoir contrôlé l'effet direct de l'éducation individuelle sur les salaires ou la productivité totale des facteurs.

Pour mener cette étude, le niveau d'éducation général dans une région sera représenté par deux mesures. Dans un premier temps, la scolarisation moyenne qui est définie comme le nombre moyen d'années de scolarité, avec comme hypothèse que l'augmentation de la scolarisation moyenne dans une région augmente la productivité moyenne, ce qui augmente les salaires individuels. Dans un deuxième temps, l'offre de détenteurs d'un diplôme universitaire, avec comme hypothèse que l'augmentation de celle-ci dans une région augmente la productivité des différents groupes d'éducation, ce qui augmente leurs salaires.

Un des défis du travail de recherche sera d'atténuer les sources potentielles de biais. Premièrement, des caractéristiques individuelles non observées (telles que l'habileté) peuvent être corrélées à la fois avec les salaires individuels et le niveau d'éducation général dans la région. En d'autres termes, le rendement de caractéristiques individuelles non observées peut être élevé dans une région où le niveau général d'éducation est élevé. L'augmentation des salaires issue de l'augmentation du niveau général d'éducation pourrait ainsi seulement refléter les différences de caractéristiques individuelles non observées. Deuxièmement, des caractéristiques non observées propres à la région (telles que le climat, la géographie, etc...) peuvent être corrélées avec le niveau général d'éducation dans la région. Par exemple, les régions avec des

---

<sup>1</sup> Dans le cadre du travail de recherche, une région est définie comme une région métropolitaine de recensement :

Une région métropolitaine de recensement (RMR) est composée d'une très grande région urbaine, ainsi que de régions urbaines et rurales adjacentes dont le degré d'intégration économique et sociale avec le noyau est élevé. Une RMR est délimitée à partir d'un noyau urbain lorsque ce dernier compte au moins 100 000 habitants, d'après les résultats du recensement précédent (Statistique Canada, 1996a).

ressources rares nécessitant de la main-d'œuvre qualifiée peuvent offrir des salaires plus élevés aux travailleurs qualifiés et attirer ainsi plus de main-d'œuvre qualifiée. Ici, ce serait l'augmentation des salaires qui entraînerait l'augmentation du niveau général d'éducation (Moretti, 2004a).

Afin d'atténuer ce problème d'endogénéité, deux stratégies d'estimation en deux étapes seront utilisées. En premier lieu, une estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible dans une région en 1991 comme instrument. L'hypothèse étant que les régions ayant une proportion de membres d'une minorité visible plus importante verraient leur niveau moyen d'éducation ou leur proportion de diplômés de l'université dans la population active entre 1991 et 2016 augmenter plus car les membres d'une minorité visible pourraient être des immigrants particulièrement éduqués. En deuxième lieu, une estimation en deux étapes afin de neutraliser les facteurs de nature environnementale au niveau local, tels que les changements dans la qualité de l'enseignement scolaire, qui peuvent affecter les compétences non observées des travailleurs (Topel, 2004). Plus précisément, l'estimation en deux étapes est caractérisée tout d'abord par une estimation d'une équation salariale qui inclut un effet fixe région-année captant le niveau de productivité totale des facteurs et ensuite par une estimation des changements de cet effet fixe sur les changements de l'éducation régionale (et d'autres variables, en particulier une mesure de la qualité non observée des travailleurs en utilisant un effet fixe pour le lieu de naissance et la cohorte de naissance).

Les résultats suggérés par les microdonnées entre 1991 et 2016 sont surprenants : en effet, les coefficients estimés sont majoritairement négatifs. Les estimations par moindres carrés ordinaires suggèrent qu'une augmentation d'un an du niveau moyen d'éducation dans une région diminue les salaires de 5 % et qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la proportion des diplômés de l'université dans une région est associée à une diminution des salaires de 0,34 %, mais les coefficients estimés ne

diffèrent statistiquement de zéro. Les techniques d'estimation en deux étapes qui tiennent davantage compte du problème d'endogénéité confirment l'effet négatif estimé avec des coefficients bien souvent significatifs. En revanche, les microdonnées suggèrent des coefficients estimés souvent positifs (strictement positifs et significatifs avec l'estimation par variable instrumentale) entre 1991 et 2001 avec les techniques d'estimation en deux étapes, ce qui est plus plausible. L'un des résultats principaux est ainsi le fait que le signe de l'effet estimé varie avec la période de temps retenue. La raison reste cependant inconnue.

Le reste du travail de recherche se structure de la manière suivante. Le chapitre I apporte une revue de la littérature. Le chapitre II analyse et présente les données. Le chapitre III développe la méthodologie en présentant un cadre théorique et les modèles économétriques estimés. Le chapitre IV fournit et décrit les résultats tirés des différentes techniques d'estimation. Finalement, la conclusion clôture ce travail de recherche.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

Ce chapitre parcourt la littérature sur les externalités de l'éducation sur les revenus, littérature qui se caractérise par deux théories distinctes.

Premièrement, une théorie qui entrevoit l'éducation comme un signal et envisage le fait que la scolarité pourrait représenter un gaspillage social. L'éducation aurait ainsi des externalités négatives. Afin d'illustrer cette théorie, dans le modèle de Spence (1973), le fait de se scolariser n'augmente la productivité des individus mais détient plutôt un rôle de signal, d'information sur leurs capacités pour les employeurs. D'un point de vue du rendement, cela signifie que l'éducation a un rendement privé parce qu'elle entraîne un transfert de la richesse des individus selon leurs capacités (moins qualifiés vers plus qualifiés). Le rendement social est cependant négatif pour deux raisons, non seulement la scolarité n'augmente pas la productivité individuelle mais elle est également source de redéfinition de la production sociale de par la consommation de ressources importantes. Cependant, la littérature empirique sur le sujet ne fournit assez de preuves convaincantes de l'ampleur du signal de l'éducation et des externalités négatives qu'elle provoque (Lange et Topel, 2006).

Deuxièmement, une théorie qui soutient que l'éducation a des externalités positives sur les salaires. En effet, un certain nombre d'auteurs ont développé l'idée selon laquelle l'éducation présente des externalités d'une ampleur substantielle et tentèrent de le prouver par un examen de l'effet de l'éducation au niveau national, régional ou étatique

sur les salaires. Plus précisément, ceux-ci ont cherché des preuves des externalités de l'éducation à partir d'une analyse spatiale des salaires, en analysant si une amélioration des mesures de l'éducation dans une zone géographique entraînent une augmentation des salaires même après un contrôle de l'effet privé de l'éducation (Lange et Topel, 2006).

Vu le manque de preuves plausibles de nature empirique justifiant la théorie de la signalisation du marché du travail et la forte relation connue dans la littérature entre l'éducation et la productivité du travail, la littérature examinée dans ce chapitre va être sur la deuxième théorie (bien que les techniques d'estimation utilisées devraient permettre d'identifier des externalités négatives si elles existent).

Rauch (1993) est l'un des articles pionniers de l'estimation des externalités du capital humain. Il tente d'estimer dans quelle mesure la caractérisation spatiale du capital humain affecte les gains de productivité. Il soutient que le niveau moyen de capital humain représente un bien public local. Il devrait ainsi y avoir une corrélation positive entre les niveaux de capital humain moyen et les salaires (et loyers). Afin d'analyser cette hypothèse, il utilise des données pour les zones statistiques métropolitaines standard aux États-Unis grâce auxquelles il développe des mesures du capital humain, qui sont les niveaux moyens de scolarité et d'expérience de travail dans les zones statistiques métropolitaines standard. En neutralisant notamment l'effet de certaines caractéristiques individuelles et caractéristiques sur les logements, il estime l'effet de l'éducation sur la productivité totale des facteurs. La meilleure estimation qu'il obtient à l'issue de son analyse est qu'une année supplémentaire de scolarité moyenne dans les zones statistiques métropolitaines standard entraîne une augmentation de la productivité totale des facteurs de 2,8 %.

Dans une autre mesure, un certain nombre d'auteurs cherchent l'existence d'externalités du capital humain en utilisant des variables instrumentales. Dans un tel cadre, trois articles avec des résultats différents vont être développés.

Acemoglu et Angrist (2001) utilisent une approche par variables instrumentales basée sur les variations de nature exogène que peut subir l'éducation en raison notamment de facteurs tels que les lois sur la fréquentation scolaire obligatoire ou encore les lois qui régissent le travail des enfants dans les États américains. Ils remarquent notamment, à partir des estimations par moindres carrés ordinaires sur les données des recensements américains de 1960 à 1980, qu'une année supplémentaire d'éducation moyenne entraîne une augmentation de près de 7 % du salaire moyen, au-delà de l'effet privé de l'éducation. En revanche, les estimations par variables instrumentales pour les hommes âgés de 40 à 49 ans en 1960-1980 sont très inférieures et non significatives (variant entre 1 et 2 %). En bref, les différentes estimations menées par les auteurs fournissent peu de preuves d'un effet externe notable de l'éducation<sup>2</sup>, celui-ci variant entre 1 et 3 %. Enfin, il faut retenir que les auteurs analysent des variations de l'éducation au niveau secondaire, ce qui pourrait justifier le faible effet externe estimé.

Moretti (2004a), quant à lui, cherche des rendements externes de l'éducation en se focalisant sur l'enseignement postsecondaire, plus précisément il exploite la différence de proportion de détenteurs d'un diplôme postsecondaire dans des villes américaines. Il se démarque ainsi de Acemoglu et Angrist (2001) dans le choix du niveau d'éducation. L'un des enjeux clés de la comparaison salariale est la correction d'un biais potentiel provenant de caractéristiques non observables chez les travailleurs et dans les villes (telles que la qualité) qui peuvent entraîner une augmentation des

---

<sup>2</sup> Les résultats obtenus avec les estimations par moindres carrés ordinaires ne sont retenus car les intervalles de confiance excluent de manière générale les externalités du capital humain supérieures à 5-6 %.

salaires tout en étant corrélées avec le niveau d'éducation (dans ce cas-ci la proportion de détenteurs d'un diplôme postsecondaire). Afin de traiter ce problème d'endogénéité, il utilise deux variables instrumentales : la structure démographique décalée de la ville et la présence d'un collège de type *Land Grant*. En utilisant ces variables instrumentales, il estime qu'une augmentation d'un point de pourcentage de l'offre de détenteurs d'un diplôme postsecondaire entraîne une augmentation des salaires dans chaque groupe d'enseignement. De manière détaillée, cela entraîne des augmentations de salaires de 1,9 % pour les travailleurs ayant abandonné leurs études secondaires, de 1,6 % pour les diplômés du secondaire et de 0,4 % pour les détenteurs d'un diplôme postsecondaire. Il remarque ainsi que l'effet externe estimé diminue avec le niveau d'instruction mais bénéficie le plus au moins instruits, ce qui va dans le sens d'un schéma classique de l'offre et de la demande.

Finalement, Iranzo et Peri (2009) suggèrent un schéma simple qui a pour intérêt la réconciliation des résultats mitigés visibles dans la littérature empirique récente sur les rendements externes de l'éducation aux États-Unis. En effet, l'effet externe varie de proche de zéro dans le cas du niveau d'éducation secondaire ou du niveau d'éducation moyen à potentiellement positif dans le cas de la proportion des diplômés de l'université. Afin d'analyser les rendements externes issues de tels niveaux d'éducation, ils utilisent d'un côté, les lois sur la fréquentation scolaire obligatoire et le travail des enfants pour instrumenter les années d'éducation au niveau secondaire des travailleurs et d'un autre côté, l'immigration de travailleurs très qualifiés et l'emplacement des collèges de type *Land Grant* pour instrumenter les années d'éducation universitaire des travailleurs dans les États américains. En termes de résultats, ils estiment des rendements externes d'une augmentation de l'éducation au niveau secondaire non statistiquement différents de zéro mais des rendements externes positifs, significatifs et d'une ampleur non négligeable d'une augmentation de l'éducation au niveau universitaire sur la productivité totale des facteurs. Plus précisément, une année supplémentaire d'éducation par travailleur entraîne une

augmentation de la productivité totale des facteurs de l'État entre 6 et 9 % au niveau universitaire et une augmentation entre 0 et 1 % au niveau secondaire. Les estimations de l'auteur vont ainsi dans le sens des conclusions sur les externalités de l'éducation dans Acemoglu et Angrist (2001), Moretti (2004a), ou encore Ciccone et Peri (2006) développé plus tard dans ce chapitre, en apportant cependant des résultats plus complets qui réunissent ces articles.

Lange et Topel, de leur côté, sont sceptiques quant aux techniques par variables instrumentales. Ils pensent que les preuves provenant de telles techniques ne sont assez pertinentes, car elles ne traitent suffisamment le problème d'endogénéité généré par un équilibre spatial. De plus, ils doutent de l'existence d'un instrument capable de prédire pleinement l'éducation (Lange et Topel, 2006). Ils suggèrent ainsi une approche alternative<sup>3</sup> avec des contrôles de la qualité des travailleurs, approche avec laquelle ils ne trouvent que peu de preuves d'externalités majeures du capital humain.

De manière plus détaillée, Topel (2004) remarque que le rendement social de l'éducation ne diffère pas vraiment du rendement privé de l'éducation. En d'autres termes, les preuves trouvées en faveur d'un effet social majeur de l'éducation semblent au mieux mitigées. En effet, selon les données, les individus bénéficient principalement de leurs choix privés en matière d'éducation et les preuves d'un effet externe substantiel de l'éducation sont limitées. Cependant, la note positive est qu'il ne trouve pas de preuves empiriques en faveur de rendements sociaux plus petits que les rendements privés. Il conclut ainsi que les données sur les variations de productivité et des revenus ne soutiennent la mise en œuvre de politiques sociales dans le but de favoriser l'éducation.

---

<sup>3</sup> Voir la partie 3.2.3 pour plus de détails

Lange et Topel (2006) se démarquent des autres articles dans la mesure où ils réalisent une large revue de la littérature sur l'effet ou rendement social de l'accumulation du capital humain tout en apportant leur propre analyse et vision sur celui-ci. Ils se focalisent en particulier sur l'éducation comme mesure du capital humain. Ils portent notamment leur attention sur des articles qui développent deux visions opposées sur l'ampleur des rendements sociaux de l'éducation (les deux types d'articles présentés en introduction du chapitre). En étendant la littérature empirique en question, ils apportent leur contribution en estimant la relation entre la croissance de l'éducation et la croissance de la productivité totale des facteurs aux États-Unis entre 1940 et 2000 mais ne trouvent assez de preuves de nature empirique qui attestent la présence d'externalités du capital humain d'une ampleur substantielle.

D'autres articles adoptant des techniques d'estimation différentes trouvent également peu de preuves de retombées majeures du capital humain.

Ciccone et Peri (2006) estiment les externalités de l'éducation non seulement au niveau des villes mais également au niveau des États américains en utilisant deux approches : l'approche de Mincer introduite par Rauch (1993) et leur approche par composition constante qui emploie la variation de nature logarithmique du salaire moyen tout en maintenant inchangée la composition des compétences de la main-d'œuvre afin d'identifier les effets externes du capital humain. Leur approche présente l'avantage d'identifier ces effets, peu importe la pente de la demande globale du capital humain. Afin d'instrumenter les variations du niveau moyen d'éducation dans les villes entre 1970 et 1990, les auteurs utilisent la proportion de la population d'origine afro-américaine en 1970 et la spécification démographique de la main-d'œuvre et de la population. Pour les États, ils utilisent d'un côté, les mesures de fréquentation scolaire obligatoire et de travail des enfants utilisées par Acemoglu et Angrist (2001) et d'un autre côté, les mêmes instruments que ceux utilisés pour les villes. Les coefficients estimés de l'effet externe d'une augmentation du niveau moyen d'éducation par

l'approche à composition constante sont faibles et non significatifs d'un point de vue statistique : ils sont entre approximativement zéro dans les villes et 2 % dans les États. Par l'approche de Mincer, les estimations mènent par ailleurs à un effet externe significatif de près de 8 % dans les villes et de près de 10 % dans les États.

Rudd (2000) tente de vérifier s'il parvient à retrouver dans les données américaines le même type de retombées du capital humain visibles dans une littérature décrite par l'auteur comme la nouvelle littérature sur la croissance. L'article de Rudd introduit un cadre qui se démarque notamment de Rauch (1993) sur plusieurs points : (1) il emploie un ensemble ou panel de coupes transversales regroupées, (2) il focalise son travail au niveau étatique et (3) il analyse un problème général d'endogénéité dans l'estimation de l'ampleur des potentielles retombées du capital humain. Afin de mener son analyse, il a estimé une simple régression des revenus de Mincer sur des mesures du niveau d'éducation dans l'État ainsi qu'un ensemble de contrôles tels que des caractéristiques individuelles. Ensuite, afin de vérifier s'il existe un véritable rendement externe du capital humain révélé à travers l'effet positif du niveau d'éducation moyen dans un État sur les revenus individuels, il a réalisé un ensemble de tests. Mais il remarque que la quasi-totalité de la relation positive estimée est aisément effaçable en contrôlant plus strictement les facteurs au niveau de l'État (introduction d'effets fixes d'État qui ne varient dans le temps ainsi que quelques caractéristiques d'État). La relation devient même statistiquement non significative en changeant l'approche utilisée pour estimer le rendement privé de l'éducation. Il note ainsi que la corrélation remarquée entre le niveau d'éducation et les revenus privés ne reflète, ni ne prouve la présence d'externalités du capital humain au niveau étatique.

Moretti (2004b) se démarque particulièrement des autres articles car l'auteur tente de mesurer l'ampleur des externalités du capital humain à travers un cadre singulier qui utilise la productivité des établissements manufacturiers. Afin de mener son étude, il estime des fonctions de production d'usines avec les données de deux recensements

qui offrent des informations sur les entreprises et les travailleurs. Il remarque une tendance plutôt intéressante, en effet, après avoir neutralisé l'effet du capital humain au niveau de l'usine, l'ampleur des augmentations de la productivité des usines est positivement corrélée avec l'ampleur des augmentations de la proportion de détenteurs d'un diplôme postsecondaire dans les villes où sont localisées ces usines. Cela est d'autant plus intéressant que les niveaux différents de productivité estimés entre les villes ayant des parts de capital humain différentes sont en accord avec les niveaux différents de salaires visibles entre les travailleurs du secteur manufacturier dans les villes ayant des parts de capital humain différentes. D'un point de vue théorique, cela va dans le sens d'un schéma classique où l'augmentation de la productivité provenant des externalités du capital humain semble compensée par l'augmentation des coûts de la main-d'œuvre. Finalement, il remarque qu'au sein d'une ville, l'ampleur des retombées entre les industries augmente avec leur proximité économique.

D'un point de vue canadien, Rakova (2005) et sa version plus récente - Rakova et Vaillancourt (2008) - représentent peut-être les seuls articles sur le sujet utilisant les données canadiennes. Rakova (2005) analyse l'existence d'externalités du capital humain en estimant par moindres carrés ordinaires l'effet du capital humain agrégé sur la productivité du travail dans 19 régions métropolitaines de recensement. Elle utilise les données des recensements de 1991 et 2001 afin d'analyser différents échantillons de travailleurs. Elle innove en suggérant quatre mesures du capital humain et utilise les travailleurs qui représentent ces mesures (ou trois d'entre elles) pour estimer plusieurs spécifications de son modèle de base. Les mesures du capital humain en question sont : l'éducation et l'expérience moyenne, la proportion des travailleurs titulaires d'un diplôme universitaire, la proportion des travailleurs titulaires d'un diplôme de troisième cycle et la proportion des scientifiques et ingénieurs. Elle remarque que, si les trois proportions de travailleurs énoncées (dans le même ordre) augmentent de 1 %, la productivité du travail des travailleurs qui sont les représentants des mesures du capital humain augmente respectivement entre 0,5 % et 2,2 %, entre 0,9 % et 8,5 % et entre

2,1 % et 3,1 %. Une augmentation d'un an du niveau d'éducation moyen et de l'expérience moyenne quant à elle mène à une augmentation de la productivité du travail entre 12,7 % et 28,9 % pour l'éducation et de 7 % pour l'expérience. Cependant, l'analyse réalisée par l'auteure semble simpliste dans la mesure où elle ne traite pas les sources potentielles du problème d'endogénéité de l'éducation, qui comme largement traité dans la littérature économique, peuvent biaiser les estimations. De plus, elle n'utilise que les données de deux recensements, ce qui en limite l'applicabilité dans le temps.

En résumé, la littérature dans cette section suggère deux types de résultats aux États-Unis : tandis que certaines des estimations des externalités de l'éducation sur les revenus sont positives, d'autres sont approximativement égales à zéro. L'ampleur des externalités de l'éducation sur les revenus est ainsi sujette à débat aux États-Unis. Au Canada, le seul article analysé suggère des estimations positives mais avec une analyse semblant simpliste.

## CHAPITRE II

### DONNÉES

#### 2.1 Présentation des données

Les données retenues sont les Fichiers de microdonnées à grande diffusion (FMGD) sur les particuliers des Recensements canadiens de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011 (ENM). Elles fournissent de l'information précieuse sur les caractéristiques démographiques, sociales et économiques des Canadiens et constituent « une source de données fiables pour estimer la population des provinces, des territoires et des municipalités » (Statistique Canada, 2001a).

La banque de données cible « l'ensemble de la population qui vivait habituellement au Canada à la date de référence de l'enquête » (Statistique Canada, 2016a). Plus précisément, elle

visait l'ensemble de la population qui vit habituellement au Canada dans les logements privés, tant dans les provinces que dans les territoires. Sont inclus les personnes qui vivent dans les réserves indiennes et autres établissements indiens, les résidents permanents, les résidents non permanents tels que les demandeurs du statut de réfugié, les détenteurs d'un permis de travail ou d'études, ainsi que les membres de leur famille vivant avec eux (Statistique Canada, 2016a).

Afin d'assurer la participation de la population, les Recensements de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 ont été des enquêtes à participation obligatoire, mais à l'inverse des autres Recensements, l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011 a été une enquête à participation volontaire avec un taux de réponse de 68,6 %.

De manière plus détaillée, la procédure d'échantillonnage afin d'extraire l'échantillon du FMGD sur les particuliers se caractérise ainsi :

À chacun des Recensements (1991, 1996, 2001, 2006 et 2016), 4 ménages sur 5 (3 logements sur 4 en 2016) sont dénombrés avec un questionnaire abrégé incluant quelques questions linguistiques et démographiques. L'autre proportion des ménages (1 ménage sur 5 ou 1 logement sur 4 en 2016) reçoit un questionnaire détaillé comportant les questions du questionnaire abrégé, quelques questions sur le logement et plusieurs questions sur un large éventail de thèmes (Statistique Canada, 1996b, 2001b, 2006b, 2016b).

L'échantillon du FMGD du Recensement sur les particuliers est choisi au moyen d'un plan d'échantillonnage à plusieurs phases (deux phases en 1991, 1996, 2001, 2016 et trois phases en 2006). De manière plus spécifique, l'échantillon des ménages répondants au questionnaire détaillé du Recensement est séparé en plusieurs parties qui représentent le pays et qui font office de bases de sondage utilisées afin de sélectionner les fichiers de microdonnées (fichier des particuliers, fichier des familles, fichier hiérarchique etc...). Plus précisément, la séparation en plusieurs parties est caractérisée notamment par le tri des ménages par région et une variété d'autres variables (de manière à assurer une couverture correcte des données) et ensuite la répartition des ménages dans des bases de données différentes (bases de sondage). Finalement, l'échantillon du FMGD du Recensement sur les particuliers est sélectionné de manière proportionnelle à des coefficients de pondération déterminés auparavant, à partir de l'une des bases de sondage. L'échantillon final du FMGD du Recensement sur les particuliers représente entre 2,7 et 3 % de l'univers visé (Statistique Canada, 1991b, 1996b, 2001b, 2006b, 2016b).

Pour l'ENM de 2011, un échantillon aléatoire comportant 4,5 millions de logements a été sélectionné pour y participer. Cela équivaut à environ 1/3 de tous les logements privés au Canada en 2011. « La taille de l'échantillon a été déterminée pour assurer une probabilité de diffusion uniforme pour les petites régions et pour les petites populations, tout en respectant le budget et les ressources disponibles » (Statistique Canada, 2011a). L'échantillon du FMGD de l'ENM sur les particuliers de 2011 a été choisi de manière similaire aux autres années énoncées : au moyen d'un plan d'échantillonnage à deux phases. La première phase d'échantillonnage se caractérisant par la désagrégation en trois parties de l'ensemble des ménages qui ont répondu à l'ENM et la deuxième phase d'échantillonnage par le tirage d'un échantillon d'individus (à partir d'un plan de sondage systématique avec des probabilités de sélection proportionnelles à la taille) de l'échantillon de première phase. L'échantillon final du FMGD de l'ENM sur les particuliers de 2011 représente 2,7 % de l'univers visé (Statistique Canada, 2011a, 2011b).

## 2.2 Manipulation et analyse des données descriptives

Afin de mieux capter l'effet de l'éducation sur les salaires dans les régions, l'échantillon est restreint aux particuliers âgés de 25 à 65 ans habitant dans 19 régions métropolitaines de recensement, ayant un salaire hebdomadaire minimum de 100 \$ et ayant travaillé au minimum une semaine durant l'année d'observation<sup>4</sup>.

Avant de présenter des statistiques descriptives, voici des détails sur la construction de certaines variables. L'éducation (années de scolarité) correspond à une approximation du nombre d'années de scolarité associées au plus haut certificat, grade, diplôme atteint. Le salaire hebdomadaire correspond au quotient du salaire annuel (salaires et traitements annuels + revenu annuel provenant d'un travail autonome) sur le nombre

---

<sup>4</sup> Les résultats dans le travail de recherche ne semblent être sensibles à cette spécification d'échantillon ou à l'utilisation du salaire hebdomadaire plutôt que le salaire annuel.

de semaines travaillées. L'expérience potentielle, quant à elle, correspond à âge – éducation – 6.

La définition de certaines variables dans les recensements telles que l'âge des travailleurs ou le nombre de semaines travaillées a changé, devenant des intervalles de valeurs. Leur construction a ainsi été adaptée dans le cadre du travail de recherche : Entre 2006 et 2016, l'âge des travailleurs correspond au point médian des groupes d'âge existants. En 2011 et 2016, le nombre de semaines travaillées correspond à la moyenne du nombre de semaines travaillées en 2006 dans chaque intervalle de semaines travaillées.

Entre 2006 et 2016, les salaires et traitements annuels et le revenu annuel provenant d'un travail autonome ont été plafonnés à 200 000 (cela semblant déjà le cas de 1991 à 2001).

Afin de représenter l'ensemble de la population, les calculs sont pondérés avec les variables de poids existantes dans les recensements (WEIGHT et WEIGHTP).

Afin d'améliorer la précision des résultats et tester leur robustesse, les zones géographiques provinciales à l'extérieur des 19 régions métropolitaines de recensement sont ajoutées dans certains résultats. De manière plus détaillée, 11 nouvelles régions sont générées en ajoutant quatre autres régions métropolitaines de recensement (en 2006, 2011 et 2016) et en remplaçant les valeurs manquantes dans la variable identifiant les régions métropolitaines de recensement (entre 1991 et 2016) par les zones géographiques provinciales correspondantes ou le nord du Canada pour les territoires.

Tableau 2.1 : Quelques statistiques descriptives

FMGD du Recensement sur les particuliers						
	1991	1996	2001	2006	2011	2016
Nombre de régions	19	19	19	19	19	19
Proportion de membres d'une minorité visible	0,13 (0,001)	0,15 (0,001)	0,18 (0,001)	0,21 (0,001)	0,25 (0,001)	0,28 (0,001)
Proportion de citoyens canadiens	0,92 (0,001)	0,93 (0,001)	0,93 (0,001)	0,94 (0,001)	0,92 (0,001)	0,91 (0,001)
Exclusivement francophones	0,09 (0,001)	0,09 (0,001)	0,08 (0,001)	0,09 (0,001)	0,08 (0,001)	0,08 (0,001)
Années de scolarité	13,2 (0,01)	13,5 (0,01)	13,8 (0,01)	14,3 (0,01)	14,6 (0,01)	14,6 (0,01)
Expérience potentielle	21,0 (0,02)	21,3 (0,02)	22,0 (0,02)	22,5 (0,02)	22,7 (0,03)	22,8 (0,02)
Diplômés de l'université	0,21 (0,001)	0,24 (0,001)	0,27 (0,001)	0,30 (0,001)	0,34 (0,001)	0,37 (0,001)
Femmes	0,45 (0,001)	0,46 (0,001)	0,47 (0,001)	0,48 (0,001)	0,48 (0,001)	0,49 (0,001)
Travail toute l'année	0,70 (0,001)	0,69 (0,001)	0,71 (0,001)	0,70 (0,001)	0,68 (0,001)	0,64 (0,001)
Log du salaire hebdomadaire	6,35 (0,001)	6,35 (0,001)	6,39 (0,001)	6,41 (0,001)	6,46 (0,002)	6,49 (0,001)
N	206 686	194 692	215 700	223 571	243 914	249 804

Notes : L'échantillon utilisé est tel qu'énoncé au début de la section. Les écarts-types sont entre parenthèses. Travail toute l'année correspond à la proportion de travailleurs ayant travaillé au minimum 49 semaines. Le logarithme du salaire hebdomadaire et la proportion de travailleurs ayant travaillé au minimum 49 semaines correspondent aux valeurs de l'année avant le Recensement. Le salaire hebdomadaire est en dollars constants de 1991 (année de référence pour l'indice des prix IPC = 2002). L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Le tableau 2.1 présente des statistiques descriptives sur certaines variables sur les travailleurs entre 1991 et 2016. De manière plus détaillée, des caractéristiques telles que la proportion de travailleurs citoyens canadiens et la proportion de travailleurs exclusivement francophones sont restées plutôt égales. En revanche, on remarque des augmentations au niveau des autres variables : la proportion de femmes parmi les travailleurs, la proportion de travailleurs avec un diplôme universitaire<sup>5</sup> et la proportion de travailleurs membres d'une minorité visible ont respectivement augmenté de 4 %, 16 % et 15 %. Le nombre moyen d'années de scolarité et d'expérience potentielle ont respectivement augmenté de 1,4 et 1,6 années. Le logarithme du salaire hebdomadaire moyen, quant à lui, augmente avec les années. Finalement, la proportion de travailleurs ayant travaillé au minimum 49 semaines n'a pas beaucoup varié entre 1990 et 2015, avec tout de même une chute à 64 % en 2015.

La figure 2.1 présente l'évolution du logarithme du salaire hebdomadaire moyen dans quatre groupes de travailleurs avec des niveaux d'éducation différents entre 1990 et 2015. Deux tendances sont notables : premièrement, dans chaque groupe de travailleurs, le logarithme du salaire hebdomadaire moyen n'augmente pas forcément entre 1990 et 2015; deuxièmement, le logarithme du salaire hebdomadaire moyen des travailleurs augmente avec le niveau d'éducation.

---

<sup>5</sup> Voir la figure A.1 dans la partie annexe pour une représentation graphique de l'évolution de la proportion de travailleurs avec un diplôme universitaire dans chacune des 19 régions métropolitaines de recensement. La proportion augmente également au fur et à mesure des années dans chaque région.

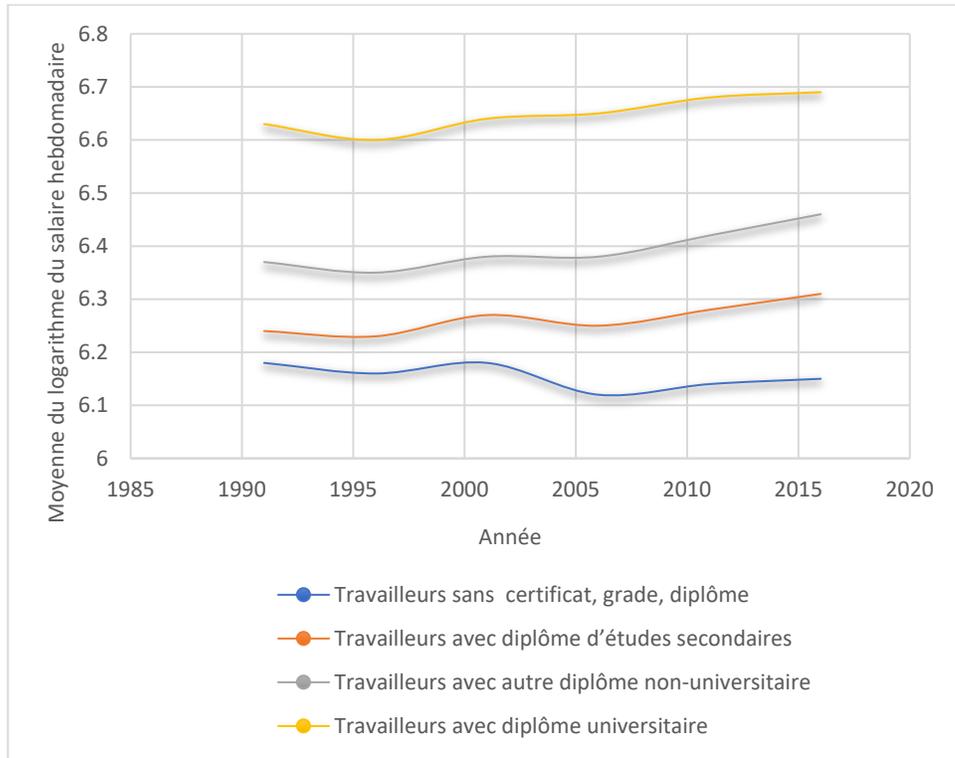


Figure 2.1 : Évolution du salaire hebdomadaire moyen dans quatre groupes de travailleurs

Notes : Le salaire hebdomadaire correspond aux valeurs de l'année avant le Recensement. Un autre diplôme non-universitaire correspond par exemple à un certificat d'une école de métiers. Un diplôme universitaire correspond à un diplôme supérieur ou égal au bac. Le salaire hebdomadaire est en dollars constants de 1991 (année de référence pour l'indice des prix IPC = 2002). L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

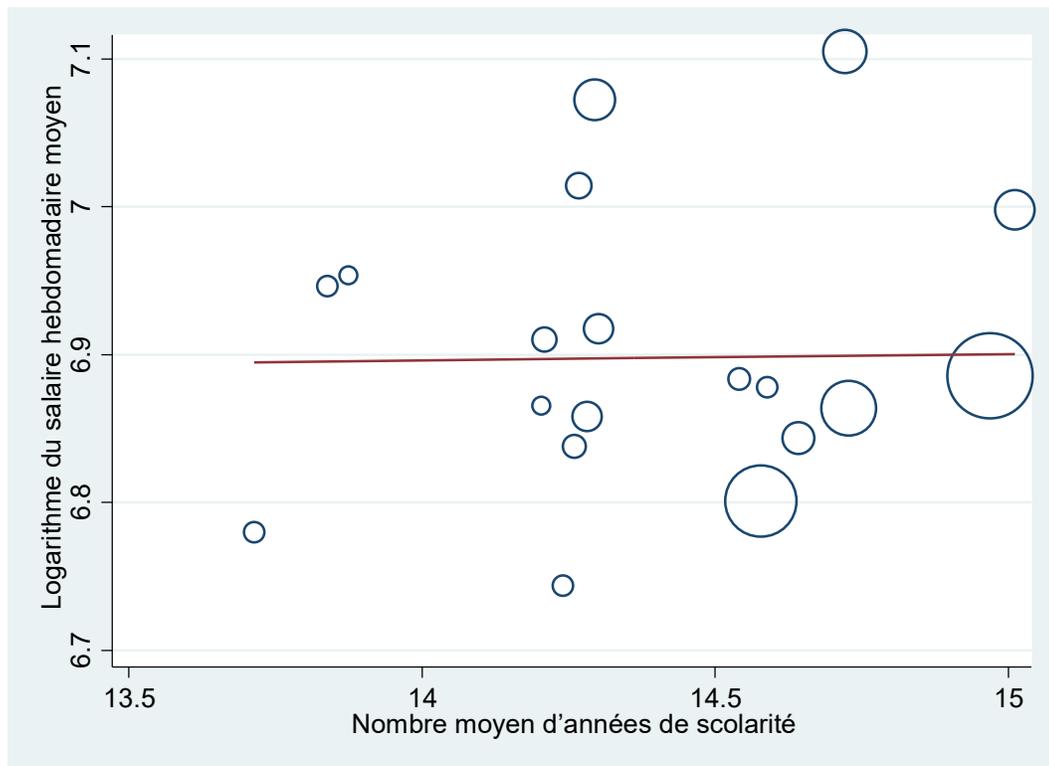


Figure 2.2 : Le logarithme du salaire hebdomadaire moyen et le nombre moyen d'années de scolarité des travailleurs dans 19 régions du Canada en 2016

Notes : Chaque point correspond à une région. Le logarithme du salaire hebdomadaire correspond aux valeurs de l'année avant le Recensement. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2016.

La figure 2.2 présente les moyennes du logarithme du salaire hebdomadaire et du nombre d'années de scolarité des travailleurs dans 19 régions du Canada en 2016. La figure suggère que celles-ci ne sont pas très différentes entre les régions notamment au niveau de la moyenne du nombre d'années de scolarité. L'écart le plus large au niveau de la moyenne du logarithme du salaire hebdomadaire est de 0,36 et celui au niveau de la moyenne du nombre d'années de scolarité est de 1,30 année. De plus, la figure suggère une faible corrélation positive entre logarithme du salaire hebdomadaire et du nombre d'années de scolarité des travailleurs.

La figure 2.3 présente la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 et la proportion de travailleurs avec un diplôme universitaire en 2001. La figure suggère que ces deux parts sont différentes entre les régions (sauf dans certaines régions), par exemple l'écart maximal entre deux régions au niveau de la proportion de membres d'une minorité visible est de 25 points de pourcentage relativement à 19 points de pourcentage au niveau de la proportion de travailleurs avec un diplôme universitaire. La figure suggère également une corrélation positive entre la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 et la proportion de travailleurs avec un diplôme universitaire en 2001. Cette corrélation est peut-être un point en faveur de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale de l'éducation régionale.

Les figures A.2 et A.3 dans la partie annexe présentent l'évolution de la proportion moyenne des diplômés de l'université ajustée avec régression entre 1991 et 2016 dans 19 régions. Elles suggèrent que certaines régions ont des tendances particulières au niveau de l'évolution de la proportion moyenne des diplômés de l'université ajustée avec régression, mais ne dénotent pas une source de variation particulière.

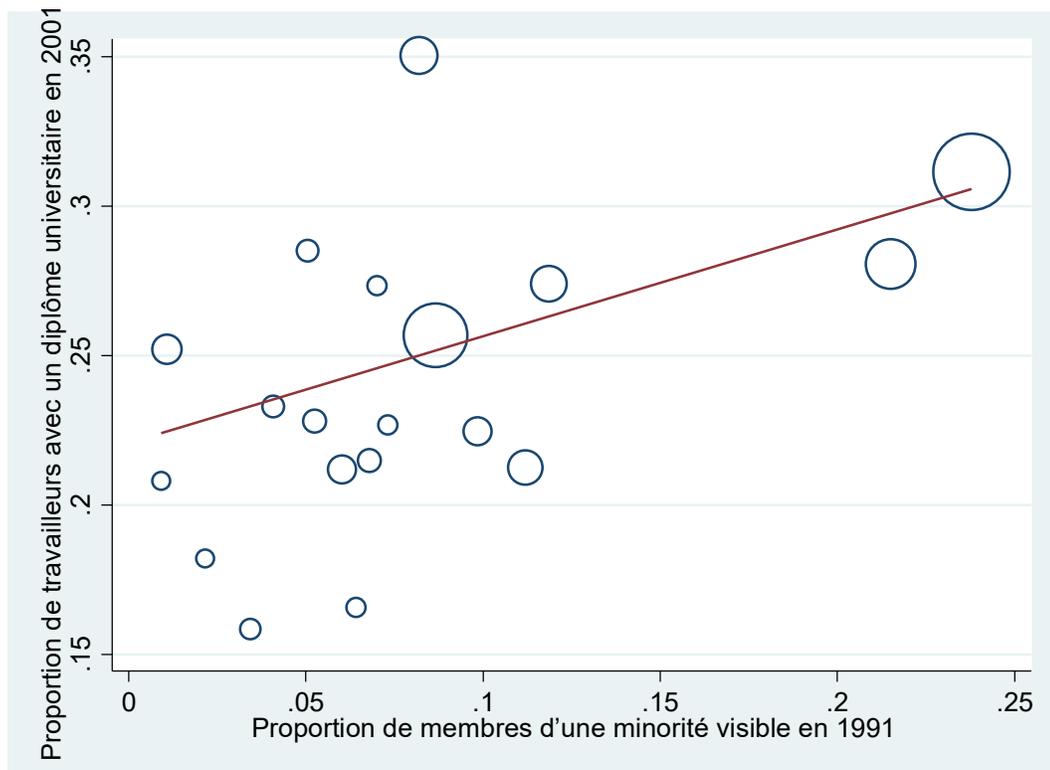


Figure 2.3 : La proportion de membres d'une minorité visible en 1991 et la proportion de travailleurs avec un diplôme universitaire en 2001

Notes : Chaque point correspond à une région. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991 et 2001.

## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre fournit, dans un premier temps, un cadre théorique présentant un modèle simple expliquant les mécanismes par lesquels la proportion des travailleurs détenteurs d'un diplôme universitaire affecte les salaires dans une région et, dans un deuxième temps, les modèles économétriques estimés.

#### 3.1 Cadre théorique

Dans cette sous-section, le modèle se concentre uniquement sur l'effet de l'éducation de deux groupes de travailleurs (peu éduqués et très éduqués) sur les salaires mais le concept analysé peut se généraliser à d'autres mesures ou catégories d'éducation.

Considérons un cadre simple développé par Moretti (2004a), où chaque région est une économie compétitive qui produit un seul bien avec une technologie Cobb-Douglas qui emploie deux types de travailleurs: peu éduqués et très éduqués. Ceci est représenté par l'équation suivante :

$$y = K^{1-\alpha_1-\alpha_0} (\theta_0 N_0)^{\alpha_0} (\theta_1 N_1)^{\alpha_1} \quad (3.1)$$

où  $y$  est la production du bien,  $K$  est le stock de capital,  $N_0$  est le nombre de travailleurs peu éduqués dans la région,  $N_1$  est le nombre de travailleurs très éduqués dans la région,  $\theta_0$  et  $\theta_1$  sont des facteurs représentant les changements de productivité du travail.

Les retombées de l'éducation sont représentées de manière à ce que la productivité de chaque type de travailleurs dépende de leur niveau d'éducation ainsi que de la proportion de travailleurs très éduqués dans la région:

$$\ln(\theta_j) = \phi_j + \gamma \frac{N_1}{(N_0 + N_1)} \quad j = 1,2 \quad (3.2)$$

où  $\phi_j$  saisit l'effet du niveau d'éducation de chaque type de travailleurs sur la productivité et  $s = N_1/(N_0 + N_1)$  est la proportion des travailleurs ayant fait des études universitaires dans la région. Il n'y a pas de retombées si  $\gamma = 0$  et des retombées positives si  $\gamma > 0$ .

Les logarithmes des salaires des travailleurs peu éduqués et très éduqués peuvent sous certaines exigences s'écrire de la manière suivante:

$$\ln(w_1) = \ln(\alpha_1) + \alpha_1 \ln(\theta_1) + (1 - \alpha_1 - \alpha_0) \ln(K/N) + (\alpha_1 - 1) \ln(s) + \alpha_0 \ln(\theta_0(1 - s)) \quad (3.3)$$

$$\ln(w_0) = \ln(\alpha_0) + \alpha_0 \ln(\theta_0) + (1 - \alpha_1 - \alpha_0) \ln(K/N) + (\alpha_0 - 1) \ln(1 - s) + \alpha_1 \ln(\theta_1 s) \quad (3.4)$$

avec

$$N = N_1 + N_0 \quad (3.5)$$

Cette spécification des salaires permet d'analyser leur variation due à celle de la proportion des travailleurs ayant fait des études supérieures dans la région :

$$\frac{d \ln(w_1)}{ds} = \frac{\alpha_1 - 1}{s} - \frac{\alpha_0}{1-s} + (\alpha_1 + \alpha_0)\gamma \quad (3.6)$$

$$\frac{d \ln(w_0)}{ds} = \frac{1 - \alpha_0}{1-s} + \frac{\alpha_1}{s} + (\alpha_1 + \alpha_0)\gamma \quad (3.7)$$

Pour chaque type de travailleurs, le salaire varie en fonction de deux caractéristiques. Chez les travailleurs très éduqués, le salaire  $w_1$  dépend négativement de l'effet d'offre classique représenté par  $(\alpha_1 - 1)/s - \alpha_0/(1-s)$  et positivement de l'effet des retombées de l'éducation qui augmente leur productivité représenté par  $(\alpha_1 + \alpha_0)\gamma$ . Quant au salaire des travailleurs peu éduqués  $w_0$ , il dépend positivement non seulement des retombées de l'éducation mais également du nombre de travailleurs très éduqués (effet de la substitution imparfaite) qui augmentent la productivité des travailleurs peu éduqués. Une des prévisions du modèle est que l'effet net devrait être positif pour les travailleurs peu éduqués et que pour les travailleurs très éduqués, le signe de l'effet net devrait dépendre de l'ampleur des retombées (Moretti, 2004a).

Le cadre développé jusque-là permet maintenant d'analyser de manière théorique le thème central du travail de recherche :

Le rendement social de l'éducation comprend le rendement privé et le rendement externe de l'éducation. Ceci peut être représenté par l'équation suivante :

$$\frac{d \ln(\bar{w})}{ds} - \beta = s \frac{d\beta}{ds} + \frac{d \ln(w_0)}{ds} + (\alpha_1 + \alpha_0)\gamma \quad (3.8)$$

où  $\frac{d \ln(\bar{w})}{ds}$  est le rendement social de l'éducation,  $\frac{d \ln(\bar{w})}{ds} - \beta$  est le rendement externe de l'éducation,  $\beta = \ln(w_1) - \ln(w_0)$  est le rendement privé de l'éducation,  $\ln(\bar{w}) = s \ln(w_1) + (1-s) \ln(w_0)$  est la moyenne pondérée des logarithmes des

salaires des deux types de travailleurs,  $s \frac{d\beta}{ds} < 0$  est l'effet d'une augmentation du nombre de travailleurs très éduqués sur le rendement privé de l'éducation (une augmentation de l'offre de travailleurs très éduqués dans une région entraîne une diminution du rendement privé de l'éducation),  $\frac{d \ln(w_0)}{ds} > 0$  reflète la substitution imparfaite entre les travailleurs peu éduqués et très éduqués et  $(\alpha_1 + \alpha_0)\gamma$  reflète les retombées.

Ce modèle stylisé illustre les mécanismes par lesquels les salaires des travailleurs dans une région peuvent y être affectés par le niveau d'éducation moyen en raison des retombées et d'autres facteurs, d'où la nécessité d'une analyse de modèles économétriques susceptibles de capter un tel effet global<sup>6</sup>.

## 3.2 Modèles économétriques

### 3.2.1 Estimation des salaires individuels par moindres carrés ordinaires

Afin de vérifier si, dans les régions plus éduquées<sup>7</sup> en moyenne, les travailleurs auront tendance à avoir des revenus d'emploi plus élevés même après avoir contrôlé l'effet direct de l'éducation individuelle, deux modèles seront estimés.

Le premier modèle évalue l'effet de la scolarité moyenne dans une région sur les salaires individuels :

---

<sup>6</sup> On peut craindre que les estimations combinent les effets de substitution et celle des retombées, mais cela ne semble pas être un problème selon la littérature connexe comme (Moretti, 2004a).

<sup>7</sup> Une autre alternative (non tentée ici) pourrait être l'estimation de l'effet de l'éducation régionale décalée dans une région sur les salaires.

$$\ln(w_{irt}) = X_{irt}\beta_{rt} + E_{irt}\gamma^p + \bar{E}_{rt}\gamma^E + \gamma Z_{rt} + \pi_r + \tau_t + \mu_{irt} \quad (3.9)$$

où  $w_{irt}$  représente le salaire du travailleur  $i$  de la région  $r$  au cours de l'année  $t$ ,  $\bar{E}_{rt}$  est la scolarité moyenne des travailleurs de la région  $r$  au cours de l'année  $t$ ,  $E_{irt}$  est la scolarité du travailleur  $i$  de la région  $r$  au cours de l'année  $t$ ,  $\gamma^p$  est le rendement privé de l'éducation,  $\gamma^E$  est le rendement externe de l'éducation,  $Z_{rt}$  est un vecteur des caractéristiques de la région qui peuvent être corrélées avec  $\bar{E}_{rt}$ ,  $\tau_t$  est un effet d'année,  $\pi_r$  est un effet fixe de la région,  $X_{irt}$  est un vecteur d'autres caractéristiques individuelles et  $\mu_{irt}$  représente les déterminants non observés des salaires.

Le deuxième modèle évalue l'effet de la proportion des détenteurs d'un diplôme universitaire dans une région sur les salaires individuels :

$$\ln(w_{irt}) = X_{irt}\beta_{rt} + E_{irt}\gamma^p + P_{rt}\delta + \gamma Z_{rt} + \pi_r + \tau_t + \mu_{irt} \quad (3.10)$$

où  $P_{rt}$  représente la proportion des détenteurs d'un diplôme universitaire dans la population active de la région  $r$  au cours de l'année  $t$  et  $Z_{rt}$  est un vecteur des caractéristiques de la région qui peuvent être corrélées avec  $P_{rt}$ .

Le résidu  $\mu_{irt}$  se désagrège ainsi :

$$\mu_{irt} = \mu_r\theta_i + v_{rt} + \eta_{irt} \quad (3.11)$$

où  $\mu_r$  représente le rendement d'une compétence non observée dans la région  $r$ ,  $\theta_i$  est une partie permanente non observable du capital humain du travailleur  $i$  telle que l'habilité,  $v_{rt}$  représente des chocs variables dans le temps dans la région  $r$  au cours de l'année  $t$ ,  $\eta_{irt}$  est la partie non permanente des salaires en forme logarithmique du travailleur  $i$  de la région  $r$ .

L'avantage de tels modèles est qu'ils tiennent compte de certaines caractéristiques individuelles ainsi que des variations dans le temps et entre les régions dans le rendement privé de l'éducation, de plus ils contrôlent une certaine hétérogénéité non observée au niveau de la région (Moretti, 2004a).

Cependant, l'estimation par moindres carrés ordinaires peut tout de même être biaisée par deux sources potentielles de biais décrites par Moretti (2004a).

La première source de biais est liée aux chocs sur le marché du travail qui varient dans le temps et qui peuvent biaiser les estimations en raison de leur corrélation avec la proportion de détenteurs d'un diplôme universitaire ou le niveau moyen d'éducation malgré la présence des effets fixes de région dans les équations 3.9 et 3.10 qui neutralisent l'effet de tout type de caractéristique permanente spécifique à une région telle que la structure industrielle.

La deuxième source de biais est l'hétérogénéité non observée dans les compétences. Cela signifie que les individus avec des caractéristiques observables identiques peuvent être de meilleurs travailleurs selon leur lieu de résidence. Une explication pourrait être une meilleure valorisation salariale des capacités non observées dans les régions avec une proportion plus importante de détenteurs d'un diplôme universitaire ou un niveau moyen d'éducation plus important, ce qui entraîne l'installation de meilleurs travailleurs dans ces régions (Borjas et al., 1992 ; Rauch, 1993).

Les parties suivantes présentent des techniques afin de corriger ou atténuer le problème d'endogénéité<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> À noter que l'éducation individuelle est peut-être également endogène mais cela ne représente pas un problème car seule l'explication causale de l'effet de l'éducation régionale sur les salaires est source d'intérêt ici.

### 3.2.2 L'indice de Katz et Murphy

Moretti (2004a) suggère un indice adapté d'une mesure des déplacements de la demande de main-d'œuvre de Katz et Murphy (1992). De manière plus détaillée, « l'indice saisit les changements exogènes de la demande relative pour les différents groupes d'éducation qui sont prévus par la combinaison ville-industrie » [Traduction] (Moretti, 2004a).

L'indice de Katz et Murphy est de la forme :

$$\text{choc}_{jrn} = \sum_{s=1}^{15} \eta_{sr} M_{jsn} \quad (3.12)$$

où  $\text{choc}_{jrn}$  est l'évolution prévue de l'emploi pour les travailleurs appartenant au groupe d'éducation  $j$  dans la région  $r$ ,  $s$  indexe l'industrie,  $n$  indexe l'année,  $\eta_{sr}$  est la proportion des heures totales travaillées dans l'industrie  $s$  dans la région  $r$  en 1991<sup>9</sup>,  $M_{jsn}$  est le logarithme des heures totales travaillées dans la même industrie dans la même année au niveau national par les travailleurs appartenant au groupe d'éducation  $j$ .

L'intérêt de l'indice de Katz et Murphy est de tenter de « tenir compte des chocs qui affectent la demande relative de travailleurs qualifiés en raison de la structure industrielle » [Traduction] (Moretti, 2004a) dans une région.

---

<sup>9</sup> Nombre d'heures totales travaillées dans l'industrie  $s$  dans la région  $r$  en 1991 sur le nombre d'heures totales travaillées dans la région  $r$  en 1991

### 3.2.3 Estimation avec mesure de la qualité non observée des travailleurs

Le modèle estimé provenant de Topel (2004) est de la forme :

$$\ln(w_{irt}) = X_{irt}\beta_t + \delta_{bc} + T_{rt} + \mu_{irt} \quad (3.13)$$

$$\Delta T_{rt} = \Delta H_{rt}\gamma^E + \Delta \bar{\delta}_{rt}\beta^\delta + n_{rt} \quad (3.14)$$

où  $X$  représente des contrôles observables du capital humain individuel (éducation, expérience, etc.),  $H_{rt}$  est le niveau moyen d'éducation ou la proportion des diplômés de l'université dans une région,  $T_{rt}$  est un effet fixe représentant le niveau de productivité totale des facteurs dans la région  $r$  au cours de l'année  $t$ ,  $\delta_{bc}$  est un effet fixe au cours du temps du lieu de naissance (b) et de la cohorte de naissance (c) d'un individu,  $n_{rt}$  est un résidu et  $\Delta$  représente la variation des variables sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans.

$\Delta T_{rt}$  représente également la variation des salaires au niveau de la région  $r$  au cours de l'année  $t$ , ainsi l'estimation en deux étapes permet de vérifier si cette variation est liée à celle du niveau moyen d'éducation ou de proportion des diplômés de l'université dans la région en incluant la différence première de la moyenne par région et année de l'effet fixe  $\bar{\delta}_{rt}$  comme contrôle de la qualité non observée des travailleurs (ou au moins comme contrôle partiel du biais). Une qualité non observée qui compte et une qualité déterminée par des facteurs environnementaux spécifiques à la région devraient mener à  $\beta^\delta > 0$ .

Afin de bien mesurer la qualité relative des individus nés dans le lieu de naissance b, il y a une restriction sur  $\delta_{bc}$  car les effets de cohorte de naissance, l'expérience et l'année sont identifiés simultanément :

$$\sum_b \delta_{bc} = 0 \quad (3.15)$$

### 3.2.4 La proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale

Le modèle estimé est de la forme :

$$\ln(w_{irt}) = X_{irt}\beta_t + T_{rt} + \mu_{irt} \quad (3.16)$$

$$\Delta T_{rt} = \Delta H_{rt}\gamma^E + \tau_t + n_{rt} \quad (3.17)$$

où  $\Delta H_{rt}$  est la variation du niveau moyen d'éducation ou de la proportion des diplômés de l'université dans une région qui est instrumentée par la proportion de membres d'une minorité visible dans une région en 1991.

Plus précisément, l'instrument est défini comme une moyenne pondérée de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991, spécifique à la région. Il tentera de contrôler les différences en termes de niveau moyen d'éducation ou de proportion des diplômés de l'université entre les régions provenant des différences dans les structures raciales. Afin d'illustrer cela, si la proportion de membres d'une minorité visible est plus importante dans la région A que dans la région B, on pourrait penser le niveau moyen d'éducation ou la proportion des diplômés de l'université dans la population active entre 1991 et 2016 augmenterait plus dans la région A que dans la région B car les membres d'une minorité visible peuvent être des immigrants venus au Canada pour leur éducation ou des enfants d'immigrants avec beaucoup d'éducation (Moretti, 2004a).

L'instrument étant basé sur la structure ethnique de 1991, il pourrait présenter une exogénéité face aux chocs non observables de la demande de travail qualifiée entre 1996 et 2016 (Moretti, 2004a).

Il faut cependant noter que cet instrument paraît moins pertinent que dans les études similaires sur les États-Unis dans la mesure où la proportion de membres d'une minorité visible varie pour plusieurs autres raisons que l'immigration aux États-Unis contrairement au Canada où les régions d'arrivée des immigrants représentent également les lieux où la proportion de membres d'une minorité visible semble varier.

## CHAPITRE IV

### RÉSULTATS

#### 4.1 Estimation par moindres carrés ordinaires

Cette section présente les résultats des estimations par moindres carrés ordinaires de l'effet de l'éducation régionale sur les salaires individuels.

Le tableau 4.1 présente des estimations par moindres carrés ordinaires de la relation entre la proportion des diplômés de l'université dans une région et les salaires individuels (équation 3.10) pour l'échantillon complet. La colonne 1 qui présente les résultats de cette relation en incluant des effets d'années suggère qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la proportion des diplômés de l'université dans une région est associée à une augmentation des salaires de 0,50 %. Dans la colonne 2, l'inclusion des effets fixes de région réduit le coefficient estimé à -0,64 %. Dans la colonne 3, l'inclusion de contrôles de région – les parts de membres d'une minorité visible, de femmes, de francophones et de citoyens canadiens – affecte très peu le coefficient estimé. Dans la colonne 4, l'inclusion du coût du logement au niveau régional augmente le coefficient à -0,35 % (non significatif). Dans la colonne 5, l'inclusion de l'indice de Katz et Murphy affecte très peu le coefficient estimé.

Le tableau 4.2 présente des estimations par moindres carrés ordinaires de la relation entre le niveau moyen d'éducation dans une région et les salaires individuels (équation 3.9) pour l'échantillon complet. Les résultats diffèrent de ceux du tableau 4.1 : dans la

colonne 1, l'inclusion des effets d'années suggère qu'une augmentation d'un an du niveau moyen d'éducation dans une région entraîne une augmentation des salaires individuels de 6 %. Dans la colonne 2, l'inclusion des effets fixes de région réduit le coefficient à -12 %. Dans la colonne 3, l'inclusion de contrôles de région réduit le coefficient estimé à -9 % (non significatif). Dans la colonne 4, l'inclusion du coût du logement au niveau régional augmente le coefficient à -5 % (non significatif). Dans la colonne 5, l'inclusion de l'indice de Katz et Murphy n'altère le coefficient estimé.

Dans les deux tableaux, les écarts-types sont regroupés (cluster) par région-année car les chocs variables dans le temps de la demande et de l'offre de travail  $v_{rt}$  sont surement corrélés entre les individus dans une combinaison région-année.

Les figures 4.1 et 4.2 (qui correspondent aux illustrations graphiques des colonnes 5 des tableaux 4.1 et 4.2) présentent la relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université ou le niveau moyen d'éducation entre 1991 et 2016 dans 19 régions. Elles permettent de mieux visualiser la corrélation négative remarquée entre le salaire et le niveau d'éducation (bien qu'il se peut que l'échelle utilisée accentue la corrélation).

Le tableau 4.3 présente les mêmes estimations que dans les tableaux 4.1 et 4.2 avec les zones géographiques provinciales ajoutées. Pour la proportion des diplômés de l'université régionale, les résultats diffèrent de ceux du tableau 4.1, particulièrement au niveau des colonnes 3, 4 et 5 dans lesquels les coefficients estimés sont plus négatifs. De plus, l'ensemble des coefficients est significatif. Quant au niveau moyen d'éducation régional, les résultats diffèrent légèrement de ceux du tableau 4.2.

Tableau 4.1 : Effet de la proportion des diplômés de l'université sur les salaires individuels entre 1991 et 2016 pour 19 régions

	Estimation par moindres carrés ordinaires				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Proportion des diplômés de l'université	0,50* (0,14)	-0,64* (0,31)	-0,67 (0,49)	-0,35 (0,47)	-0,34 (0,47)
Éducation individuelle	0,08* (0,00)	0,07* (0,00)	0,07* (0,00)	0,07* (0,00)	0,07* (0,00)
Expérience	0,04* (0,00)	0,04* (0,00)	0,04* (0,00)	0,04* (0,00)	0,04* (0,00)
Expérience au carré	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)
Femmes	-0,31* (0,01)	-0,31* (0,01)	-0,31* (0,01)	-0,31* (0,01)	-0,31* (0,01)
Membres d'une minorité visible	-0,21* (0,01)	-0,22* (0,00)	-0,22* (0,00)	-0,22* (0,00)	-0,22* (0,00)
$R^2$	0,23	0,24	0,24	0,24	0,24
Effets d'années	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Effets de région		<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Contrôles de région			<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Coût de logement				<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Indice de Katz Murphy					<b>Inclus</b>

Notes : Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les caractéristiques individuelles sont incluses dans chaque régression. Les contrôles de région utilisés sont les parts de membres d'une minorité visible, de femmes, de francophones et de citoyens canadiens. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Le nombre total d'enregistrements N dans chaque régression est de 1 330 685. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau 4.2 : Effet du niveau moyen d'éducation sur les salaires individuels entre 1991 et 2016 pour 19 régions

	Estimation par moindres carrés ordinaires				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Niveau moyen d'éducation	0,07*	-0,12*	-0,09	-0,05	-0,05
	(0,02)	(0,04)	(0,056)	(0,06)	(0,06)
Éducation individuelle	0,08*	0,07*	0,07*	0,07*	0,07*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Expérience	0,04*	0,04*	0,04*	0,04*	0,04*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Expérience au carré	-0,00*	-0,00*	-0,00*	-0,00*	-0,00*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Femmes	-0,31*	-0,31*	-0,31*	-0,31*	-0,31*
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Membres d'une minorité visible	-0,21*	-0,22*	-0,22*	-0,22*	-0,22*
	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
R <sup>2</sup>	0,23	0,24	0,24	0,24	0,24
Effets d'années	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Effets de région		<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Contrôles de région			<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Coût de logement				<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Indice de Katz Murphy					<b>Inclus</b>

Notes : Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les caractéristiques individuelles sont incluses dans chaque régression. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Le nombre total d'enregistrements N dans chaque régression est de 1 330 685. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

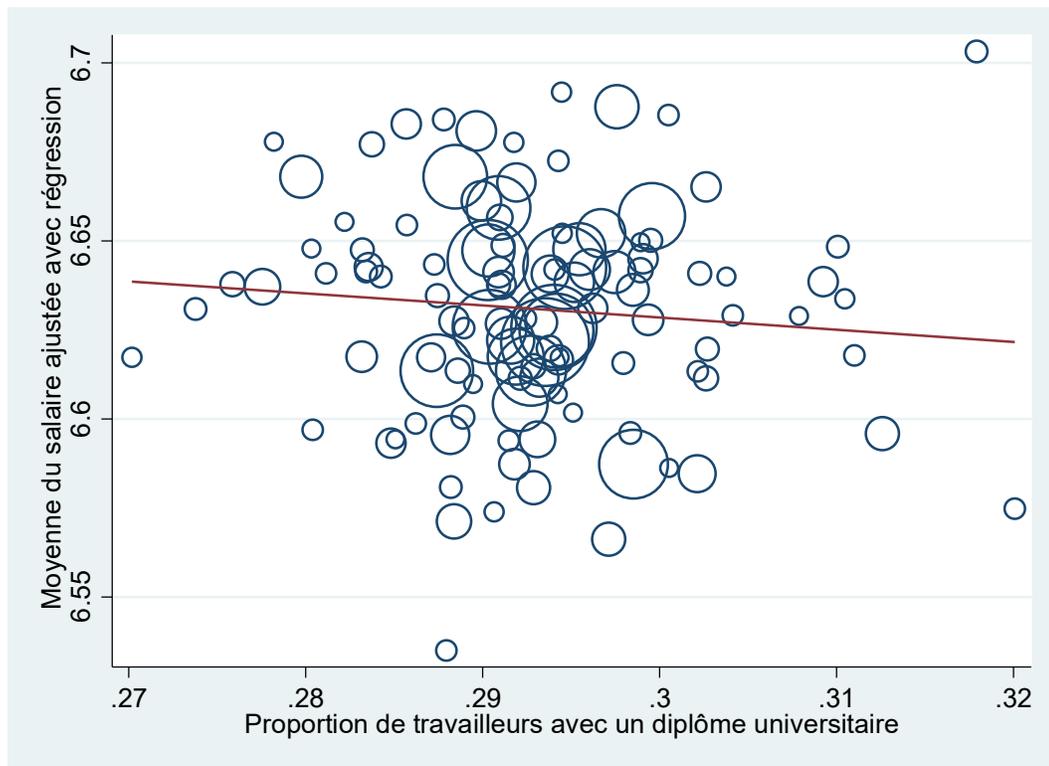


Figure 4.1 : Relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. Le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après inclusion de contrôles : éducation individuelle, effets d'années, effets fixes de région, contrôles de région (parts de membres d'une minorité visible, de femmes, de francophones et de citoyens canadiens), coût du logement au niveau régional et indice de Katz et Murphy. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

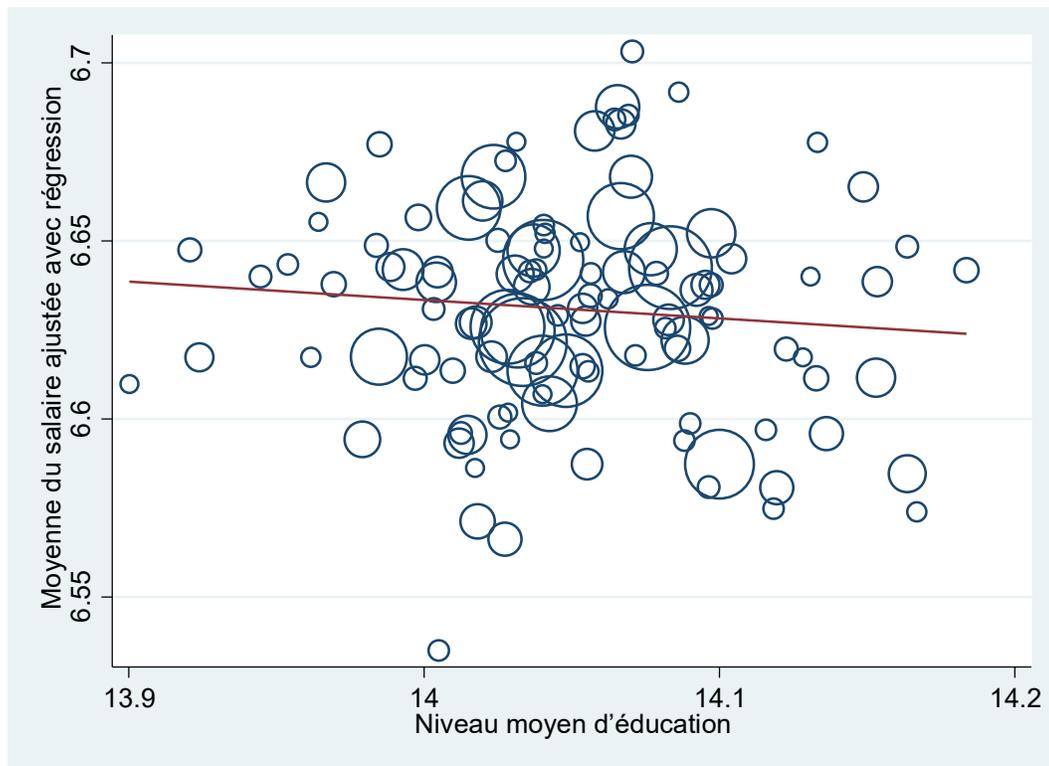


Figure 4.2 : Relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et le niveau moyen d'éducation entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. Le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après inclusion de contrôles : éducation individuelle, effets d'années, effets fixes de région, contrôles de région (parts de membres d'une minorité visible, de femmes, de francophones et de citoyens canadiens), coût du logement au niveau régional et indice de Katz et Murphy. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau 4.3 : Effet du niveau d'éducation sur les salaires individuels entre 1991 et 2016 pour tout le Canada

	Estimation par moindres carrés ordinaires				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Proportion des diplômés de l'université	0,57* (0,08)	-0,49* (0,24)	-1,18* (0,31)	-1,13* (0,30)	-1,12* (0,30)
Niveau moyen d'éducation	0,09* (0,01)	-0,10* (0,04)	-0,06 (0,05)	-0,05 (0,05)	-0,05 (0,05)
Effets d'années	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Effets de région		<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Contrôles de région			<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Coût de logement				<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Indice de Katz Murphy					<b>Inclus</b>

Notes : Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les caractéristiques individuelles sont incluses dans chaque régression. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Le nombre total d'enregistrements N dans chaque régression est de 2 046 086. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Le tableau 4.4 présente des estimations de l'effet de la proportion des diplômés de l'université sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions. Dans chaque groupe de travailleurs, l'inclusion des effets d'années dans la colonne 1 suggère qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la proportion des diplômés de l'université dans une région augmente les salaires. Dans les autres colonnes, les coefficients estimés sont négatifs.

Le tableau 4.5 présente des estimations de la relation entre le niveau moyen d'éducation dans une région et les salaires dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions. Dans chaque groupe de travailleurs, l'inclusion des effets d'années dans la colonne 1 suggère qu'une augmentation d'un an du niveau moyen d'éducation dans une région augmente les salaires. Dans les autres colonnes, les coefficients estimés sont négatifs.

Dans les deux tableaux, les effets externes estimés ne diminuent pas forcément avec le niveau d'éducation des travailleurs comme dans Moretti (2004a).

Le tableau A.1 se trouvant en annexe présente les mêmes estimations que dans le tableau 4.4 avec les zones géographiques provinciales ajoutées. Les résultats diffèrent de ceux du tableau 4.4 : dans chaque groupe de travailleurs, l'inclusion des effets d'années dans la colonne 1 suggère qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la proportion des diplômés de l'université dans une région augmente davantage les salaires. Dans les autres colonnes, les coefficients estimés sont plus négatifs.

Le tableau A.2 se trouvant en annexe présente les mêmes estimations que dans le tableau 4.5 avec les zones géographiques provinciales ajoutées. Les résultats sont très similaires entre les deux tableaux. Dans chaque groupe de travailleurs, l'inclusion des effets d'années dans la colonne 1 suggère qu'une augmentation d'un an du niveau moyen d'éducation dans une région augmente les salaires. Dans les autres colonnes, les coefficients estimés sont négatifs.

Tableau 4.4 : Effet de la proportion des diplômés de l'université sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs entre 1991 et 2016 pour 19 régions

Estimation par moindres carrés ordinaires			
	(1)	(2)	(3)
Travailleurs sans certificat, grade, diplôme	0,35* (0,14)	-0,58* (0,27)	-1,54* (0,57)
Travailleurs avec diplôme d'études secondaires	0,59* (0,15)	-0,65 (0,35)	-1,21* (0,49)
Travailleurs avec autre diplôme non- universitaire	0,33* (0,15)	-0,52 (0,39)	-0,85 (0,66)
Travailleurs avec diplôme universitaire	0,74* (0,13)	-0,46 (0,28)	-0,37 (0,48)
Effets d'années	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Effets de région		<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Contrôles de région			<b>Inclus</b>

Notes : Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les caractéristiques individuelles sont incluses dans chaque régression. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau 4.5 : Effet du niveau moyen d'éducation sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs entre 1991 et 2016 pour 19 régions

	Estimation par moindres carrés ordinaires		
	(1)	(2)	(3)
Travailleurs sans certificat, grade, diplôme	0,05* (0,02)	-0,09 (0,04)	-0,08 (0,07)
Travailleurs avec diplôme d'études secondaires	0,09* (0,02)	-0,10* (0,05)	-0,07 (0,06)
Travailleurs avec autre diplôme non- universitaire	0,05* (0,02)	-0,11 (0,06)	-0,10 (0,08)
Travailleurs avec diplôme universitaire	0,11* (0,02)	-0,09* (0,04)	-0,06 (0,05)
Effets d'années	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Effets de région		<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Contrôles de région			<b>Inclus</b>

Notes : Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les caractéristiques individuelles sont incluses dans chaque régression. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

En résumé, dans cette section, l'effet du niveau moyen d'éducation ou de la proportion des diplômés de l'université dans une région sur les salaires est plutôt grand. Par contre, cet effet est généralement négatif, ce qui est plutôt étonnant. Par exemple, les tableaux 4.1 et 4.2 suggèrent qu'une augmentation d'un an du niveau moyen d'éducation dans une région diminue les salaires de 5 % et qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la proportion des diplômés de l'université dans une région est associée à une diminution des salaires de 0,34 % (mais les coefficients estimés ne sont significatifs à 5 %).

#### 4.2 Estimation avec mesure de la qualité non observée des travailleurs

Cette section présente les résultats des estimations de la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de l'éducation afin d'estimer l'ampleur des externalités de l'éducation. Cette section a pour but de tenter de traiter un éventuel problème d'endogénéité provenant des variables estimant l'éducation régionale avec une mesure de la qualité non observée des travailleurs.

Le tableau 4.6 présente des estimations des équations 3.13 et 3.14 pour le niveau d'éducation entre 1991 et 2016 avec exclusion (colonnes impaires) et inclusion (colonnes paires) du contrôle de la qualité non observée des travailleurs. Une spécificité des estimations est que le lieu de naissance  $b$  est défini de manière restrictive : il est simplement défini comme le pays de naissance ou la zone de naissance (région ou autre zone) car la variable du lieu de naissance dans les recensements n'identifie la province de naissance pour les gens nés au Canada qu'entre 1991 et 2001. De plus, les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap* car les régresseurs générés dans la

deuxième étape proviennent de leur propre estimation ce qui peut entraîner des erreurs dans l'estimation des écarts-types<sup>10</sup>.

Dans les colonnes impaires, les estimations de l'effet de la croissance du niveau d'éducation dans une région sur la croissance de la productivité totale des facteurs sont numériquement faibles, avec le niveau le plus faible pour 25 ans de croissance suggérant qu'une augmentation d'un an du niveau moyen d'éducation ou d'un point de pourcentage de la proportion des diplômés de l'université dans une région entraîne respectivement une diminution de 20 % et 0,56 % de la productivité totale des facteurs. Dans les colonnes paires, l'inclusion du contrôle de la qualité non observée des travailleurs diminue beaucoup les estimations de l'effet de la croissance du niveau moyen d'éducation dans une région.

Les résultats sont surprenants car l'effet de la croissance du niveau d'éducation dans une région sur la croissance de la productivité totale des facteurs est négatif (avec des coefficients majoritairement significatifs) et les coefficients de  $\Delta\bar{\delta}_{rt}$  sont négatifs (et significatifs).

Les résultats de l'estimation en deux étapes sont ainsi différents de Lange et Topel (2006) où l'effet de la croissance du niveau d'éducation sur la croissance de la productivité totale des facteurs et les coefficients de  $\Delta\bar{\delta}_l$  sont positifs.

Le tableau 4.7 présente des estimations des équations 3.13 et 3.14 pour le niveau d'éducation entre 1991 et 2001 avec exclusion (colonnes impaires) et inclusion (colonnes paires) du contrôle de la qualité non observée des travailleurs. Ici, le lieu de naissance  $b$  est défini de deux manières. Premièrement, il est simplement défini comme

---

<sup>10</sup> Cette estimation des écarts-types est appliquée à toutes les régressions en deux étapes présentées dans le travail de recherche.

le pays de naissance ou la zone de naissance. Deuxièmement, il est défini comme la province de naissance pour les gens nés au Canada et le pays de naissance ou la zone de naissance pour les gens nés à l'extérieur du Canada, ce qui fournit plus de variation.

Pour chaque spécification du lieu de naissance, dans les colonnes impaires et les colonnes paires, les estimations de l'effet de la croissance du niveau d'éducation dans une région sur la croissance de la productivité totale des facteurs diminuent avec les années de croissance (sauf dans un cas). De plus, dans les colonnes impaires, l'inclusion du contrôle de la qualité non observée des travailleurs diminue les estimations de l'effet de la croissance du niveau d'éducation dans une région. Les résultats sont très similaires entre les deux spécifications du lieu de naissance, celles-ci les affectent ainsi peu. Les résultats semblent cependant très affectés par la période de temps.

Les résultats sont plus plausibles car l'effet de la croissance du niveau d'éducation dans une région sur la croissance de la productivité totale des facteurs est généralement positif (mais seuls six coefficients sont significatifs). Cependant de manière surprenante, les coefficients de  $\Delta\bar{\delta}_{rt}$  sont négatifs (quoique majoritairement non significatifs).

Les résultats de l'estimation en deux étapes sont ainsi dans une mesure similaires (en termes d'ampleur également) à Lange et Topel (2006).

Tableau 4.6 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans 19 régions

	5 ans de croissance		10 ans de croissance		15 ans de croissance		20 ans de croissance		25 ans de croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Niveau moyen d'éducation	0,03 (0,02)	-0,10* (0,04)	-0,00 (0,02)	-0,18* (0,05)	-0,07* (0,02)	-0,33* (0,08)	-0,15* (0,02)	-0,57* (0,09)	-0,20* (0,03)	-0,95* (0,14)
$\Delta \bar{\delta}_{rt}$		-2,66* (0,44)		-2,97* (0,57)		-3,68* (0,92)		-5,26* (0,88)		-7,75* (1,21)
$R^2$	0,93	0,94	0,57	0,60	0,55	0,59	0,49	0,58	0,11	0,48
Proportion des diplômés de l'université	0,02 (0,13)	-1,09* (0,20)	-0,06 (0,11)	-1,79* (0,41)	-0,42* (0,11)	-2,67* (0,52)	-0,58* (0,10)	-3,22* (0,59)	-0,56* (0,10)	-3,11* (0,48)
$\Delta \bar{\delta}_{rt}$		-3,41* (0,40)		-4,22* (0,78)		-5,28* (1,10)		-5,90* (1,20)		-5,68* (1,01)
$R^2$	0,93	0,94	0,57	0,61	0,56	0,61	0,48	0,56	0,04	0,20

Notes : Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau 4.7 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans 19 régions

	Lieu de naissance plus détaillé				Lieu de naissance moins détaillé			
	5 ans de croissance		10 ans de croissance		5 ans de croissance		10 ans de croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Niveau moyen d'éducation	0,11*	0,02	0,04*	-0,03	0,11*	0,04	0,03	-0,05
	(0,04)	(0,06)	(0,02)	(0,04)	(0,04)	(0,06)	(0,02)	(0,04)
$\Delta\bar{\delta}_{rt}$		-1,75*		-1,10*		-1,39		-1,31*
		(0,72)		(0,53)		(0,88)		(0,57)
$R^2$	0,98	0,98	0,04	0,10	0,98	0,98	0,03	0,12
Proportion des diplômés de l'université	0,39*	-0,63	0,37*	0,32	0,39	-0,53	0,36*	0,16
	(0,25)	(0,44)	(0,15)	(0,30)	(0,24)	(0,47)	(0,16)	(0,31)
$\Delta\bar{\delta}_{rt}$		-3,21*		-0,12		-2,93*		-0,51
		(0,97)		(0,62)		(1,02)		(0,66)
$R^2$	0,97	0,98	0,11	0,11	0,98	0,98	0,10	0,11

Notes : Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 et 10 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001.

Les tableaux A.3 à A.6 se trouvant en annexe présentent les mêmes estimations que dans les tableaux 4.6 et 4.7 avec les zones géographiques provinciales ajoutées afin de tester la robustesse des résultats. Ceux-ci diffèrent en termes d'ampleur mais présentent les mêmes deux tendances mentionnées avant.

En résumé, cette section suggère trois résultats plutôt surprenants. Premièrement, les coefficients estimés sont souvent négatifs et varient significativement. Deuxièmement, les coefficients de mesure de la qualité non observée des travailleurs sont négatifs. Les résultats sur le marché du travail canadien semblent ainsi différer de manière surprenante du marché du travail américain. Troisièmement, les estimations de l'éducation semblent affectées par la période de temps retenue, en effet elles sont plus positives entre 1991 et 2001.

#### 4.3 Estimation par variable instrumentale

Cette section présente les résultats des estimations de la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de l'éducation en instrumentant l'éducation régionale avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 ou la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans afin de tenter de traiter le problème d'endogénéité dans l'estimation de l'ampleur des externalités de l'éducation.

Le tableau 4.8 présente la relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation sur un intervalle de 5 ans entre 1991 et 2016 avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale. La première étape montre des estimations par moindres carrés ordinaires de la relation entre les changements du niveau moyen d'éducation ou de la proportion

des diplômés de l'université dans une région entre 1991 à 2016 et la proportion de membres d'une minorité visible dans une région en 1991 (ainsi qu'une spécification décalée afin de vérifier la robustesse).

Dans les 19 régions, la première étape suggère que les régions avec une proportion de membres d'une minorité visible plus importante en 1991 ont connu une plus forte augmentation du niveau moyen d'éducation ou de la proportion des diplômés de l'université entre 1991 et 2016. Ces résultats sont ainsi un point en faveur de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale dans les 19 régions métropolitaines de recensement au moins pour la proportion des diplômés de l'université. L'instrument semble cependant faible pour le niveau moyen d'éducation ( $F$ -stat partielle faible), il serait donc plus pertinent de tenir compte des résultats pour la proportion des diplômés de l'université.

La deuxième étape suggère qu'une augmentation d'un an du niveau moyen d'éducation ou d'un point de pourcentage de la proportion des diplômés de l'université dans une région entraîne une diminution de la productivité totale des facteurs respectivement de 13 % et 0,60 % avec la proportion de membres d'une minorité visible dans une région en 1991 comme instrument. Elle suggère également une diminution respectivement de 21 % et 0,84 % avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans comme instrument.

L'ajout des zones géographiques provinciales supplémentaires suggère les mêmes tendances dans les deux étapes que dans les 19 régions. Même si la proportion de membres d'une minorité visible est généralement négativement corrélée avec la croissance de l'éducation dans les 11 nouvelles régions comme le montre le tableau A.15 se trouvant en annexe.

Le tableau 4.9 présente la relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de l'éducation sur un intervalle de 5 ans entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions. Le tableau suggère de manière surprenante que les travailleurs diplômés de l'université subissent généralement le moins au niveau salarial l'effet d'une augmentation du niveau moyen d'éducation ou de la proportion des diplômés de l'université dans une région. Cela se remarque également dans les tableaux A.11 à A.14 se trouvant en annexe.

Le tableau 4.10 présente les mêmes estimations que dans le tableau 4.8 mais entre 1991 et 2001. Il suggère la même tendance dans la première étape que le tableau 4.8 mais l'effet estimé dans la deuxième étape est positif et significatif.

En résumé, cette section suggère des coefficients estimés négatifs et de grande ampleur entre 1991 et 2016 même avec l'ajout des 11 nouvelles régions mais positifs entre 1991 et 2001, comme dans la section 4.2.

De manière générale, les différentes techniques d'estimation donnent des résultats, des coefficients estimés majoritairement négatifs entre 1991 et 2016, ce qui est plutôt surprenant. La raison reste cependant inconnue (aucune raison ne se dégage particulièrement). Les seuls résultats positifs ne sont obtenus qu'entre 1991 et 2001 avec les techniques d'estimation en deux étapes (surtout avec l'estimation par variable instrumentale)<sup>11</sup>. Par ailleurs, ces résultats sont en accord avec Rakova (2005) où l'impact du capital humain agrégé sur la productivité individuelle du travail est positif en 1991 et en 2001 dans les 19 régions métropolitaines de recensement.

---

<sup>11</sup> Les résultats entre 2006 et 2016 avec les estimations en deux étapes (non présentés ici) sont de manière générale plus positifs qu'entre 1991 et 2016 mais moins positifs (surtout avec la proportion de membres d'une minorité visible) qu'entre 1991 et 2001.

Tableau 4.8 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016

	Niveau moyen d'éducation				Proportion des diplômés de l'université			
	19 régions		Tout le Canada		19 régions		Tout le Canada	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Première étape</b>	0,40*	0,21*	0,48*	0,27*	0,09*	0,05*	0,12*	0,08*
	(0,13)	(0,09)	(0,11)	(0,08)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
<i>F</i> -stat partielle	9,81	5,74	19,50	11,22	39,56	26,35	79,63	49,02
<b>Deuxième étape</b>	-0,13*	-0,21*	-0,14*	-0,20*	-0,60*	-0,84*	-0,53*	-0,71*
	(0,02)	(0,03)	(0,01)	(0,01)	(0,08)	(0,10)	(0,03)	(0,04)

Notes : La première étape présente l'effet de la proportion de membres d'une minorité visible sur l'éducation. La deuxième étape présente l'effet de l'éducation sur la productivité totale des facteurs. Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types dans la deuxième étape sont estimés avec un programme *bootstrap*. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau 4.9 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions

	Niveau moyen d'éducation		Proportion des diplômés de l'université	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Première étape</b>	0,40*	0,21*	0,09*	0,05*
	(0,13)	(0,09)	(0,01)	(0,01)
<i>F</i> -stat partielle	9,81	5,74	39,56	26,35
<b>Deuxième étape</b>				
Aucun certificat, grade, diplôme	-0,08 (0,05)	-0,15* (0,07)	-0,35 (0,22)	-0,61* (0,29)
Diplôme d'études secondaires	-0,14* (0,04)	-0,25* (0,05)	-0,63* (0,18)	-0,99* (0,20)
Autre diplôme non-universitaire	-0,18* (0,03)	-0,27* (0,04)	-0,80* (0,12)	-1,09* (0,16)
Diplôme universitaire	-0,08* (0,03)	-0,13* (0,04)	-0,35* (0,13)	-0,51* (0,15)

Notes : La première étape présente l'effet de la proportion de membres d'une minorité visible sur l'éducation. La deuxième étape présente l'effet de l'éducation sur la productivité totale des facteurs. Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Les écarts-types dans la deuxième étape sont estimés avec un programme *bootstrap*.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau 4.10 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2001

	Niveau moyen d'éducation				Proportion des diplômés de l'université			
	19 régions		Tout le Canada		19 régions		Tout le Canada	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Première étape</b>	0,52*	0,46*	0,62*	0,56*	0,09*	0,08*	0,11*	0,10*
	(0,10)	(0,09)	(0,08)	(0,07)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
<i>F</i> -stat partielle	28,26	31,17	56,59	76,99	30,63	41,16	67,34	98,25
<b>Deuxième étape</b>	0,07*	0,05	0,08*	0,08*	0,36*	0,28*	0,43*	0,41*
	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,16)	(0,16)	(0,09)	(0,09)

Notes : La première étape présente l'effet de la proportion de membres d'une minorité visible sur l'éducation. La deuxième étape présente l'effet de l'éducation sur la productivité totale des facteurs. Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types dans la deuxième étape sont estimés avec un programme *bootstrap*. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

## CONCLUSION

Le but du travail de recherche est de mesurer l'ampleur du rendement social de l'éducation sur les revenus, ampleur qui divise les auteurs de la littérature sur les externalités de l'éducation. Afin de mener cette étude, l'effet de l'éducation sur les salaires individuels ou la productivité totale des facteurs est mesuré au niveau régional. Trois stratégies d'estimation ont été utilisées afin de tenter d'identifier correctement le rendement social de l'éducation dans les données du Recensement canadien de la population en atténuant notamment les sources potentielles de biais.

En termes de résultats, le signe de l'effet social de l'éducation sur les revenus varie de manière surprenante avec la période de temps retenue. De manière plus explicite, entre 1991 et 2016, les coefficients estimés sont majoritairement négatifs, de grande ampleur et bien souvent significatifs. Par contre, les estimations avec les techniques en deux étapes sont souvent positives (strictement positives avec l'estimation par variable instrumentale) entre 1991 et 2001 (quoique majoritairement non significatives avec l'estimation incluant un contrôle de la qualité non observée des travailleurs). Ces deux types de résultats sont valides dans les 19 régions métropolitaines de recensement et même avec l'ajout des 11 nouvelles régions.

De manière générale, même si certains coefficients estimés sont positifs, la plupart sont négatifs. Les résultats diffèrent ainsi de Lange et Topel (2006) et Moretti (2004a). Cela est peut-être dû au faible nombre de régions canadiennes, qui pourrait suggérer que l'une ou deux d'entre elles influencent particulièrement les résultats, mais les figures 4.1, 4.2 et celles en annexe n'appuient cette idée. Une autre raison peut être la structure géographique particulière du Canada qui affecterait l'efficacité des variables

instrumentales ou encore une potentielle plus grande homogénéité des régions canadiennes qui suggèrerait de faibles différences de niveau d'éducation et/ou de revenus entre les régions comme dans la figure 2.2. Les spécificités de la population comme les tendances d'immigration ou la dynamique de mobilité peuvent être une autre explication : il y a lieu de penser par exemple que les immigrants très éduqués ne sont rémunérés au départ à la hauteur de leur niveau d'éducation (en raison du manque de reconnaissance des compétences par exemple), ce qui affecte la relation générale entre le niveau d'éducation et les revenus. Un souci dans la construction de la base de données entre 2006 et 2016 ou un phénomène inconnu durant cette période affectant une ou plusieurs variables pourraient également constituer une explication.

Les données canadiennes suggèrent ainsi l'existence d'externalités de l'éducation sur les revenus au Canada, mais on ne peut conclure sur leur signe réel. Cependant au vu des résultats trouvés dans la littérature connexe à travers le monde, cela semble plus raisonnable de considérer uniquement les données de 1991-2001. La possibilité des externalités négatives de l'éducation sur les revenus suggérées par les données canadiennes entre 1991 et 2016 semble peu probable. En effet, selon ces résultats les gouvernements ne devraient plus entreprendre de politiques en vue d'améliorer le niveau d'éducation régional afin d'augmenter les revenus privés.

Cependant, bien que ces résultats semblent peu plausibles, on retrouve des similitudes avec la théorie de la signalisation de Spence (1973), ce qui encourage à ne pas rejeter la thèse des externalités négatives de l'éducation sur les revenus. Plus précisément, trois similitudes sont identifiables : un rendement social négatif de l'éducation, un rendement privé positif de l'éducation (non présenté ici) et une productivité agrégée qui n'augmente pas avec l'éducation.

Finalement, le travail de recherche encourage ainsi à mener de nombreuses analyses complémentaires pour vérifier le signe réel des externalités de l'éducation ce qui

permettrait de confirmer ou de réfuter la thèse des externalités négatives de l'éducation. Par exemple, il pourrait être intéressant d'utiliser dans une étude future une spécification avec un décalage entre la période où l'éducation est accumulée et les retombées ou analyser un cadre de signalisation du marché du travail avec les données actuelles ou encore utiliser une autre source de données entre 1991 et 2016 comme des données de panel ou des données permettant de réaliser l'étude à un autre niveau géographique (au niveau des villes par exemple).

## ANNEXE

### TABLEAUX ET FIGURES

Tableau A.1 : Effet de la proportion des diplômés de l'université sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs entre 1991 et 2016 pour tout le Canada

Estimation par moindres carrés ordinaires			
	(1)	(2)	(3)
Travailleurs sans certificat, grade, diplôme	0,48* (0,10)	-0,70* (0,23)	-2,06* (0,34)
Travailleurs avec diplôme d'études secondaires	0,68* (0,10)	-0,68* (0,26)	-1,83* (0,34)
Travailleurs avec autre diplôme non- universitaire	0,57* (0,09)	-0,54 (0,29)	-1,45* (0,39)
Travailleurs avec diplôme universitaire	0,58* (0,07)	-0,46* (0,18)	-0,94* (0,30)
Effets d'années	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Effets de région		<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Contrôles de région			<b>Inclus</b>

Notes : Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les caractéristiques individuelles sont incluses dans chaque régression. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.2 : Effet du niveau moyen d'éducation sur les salaires dans quatre groupes de travailleurs entre 1991 et 2016 pour tout le Canada

Estimation par moindres carrés ordinaires			
	(1)	(2)	(3)
Travailleurs sans certificat, grade, diplôme	0,07* (0,01)	-0,12* (0,04)	-0,10 (0,06)
Travailleurs avec diplôme d'études secondaires	0,11* (0,01)	-0,11* (0,05)	-0,04 (0,06)
Travailleurs avec autre diplôme non- universitaire	0,09* (0,01)	-0,11* (0,05)	-0,04 (0,07)
Travailleurs avec diplôme universitaire	0,08* (0,01)	-0,09* (0,03)	-0,04 (0,05)
Effets d'années	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Effets de région		<b>Inclus</b>	<b>Inclus</b>
Contrôles de région			<b>Inclus</b>

Notes : Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les caractéristiques individuelles sont incluses dans chaque régression. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.3 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

	5 ans de		10 ans de		15 ans de		20 ans de		25 ans de	
	croissance		croissance		croissance		croissance		croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta H_{rt}$	0,01 (0,02)	-0,06* (0,03)	-0,01 (0,01)	-0,12* (0,04)	-0,08 (0,01)	-0,31* (0,05)	-0,13* (0,01)	-0,45* (0,05)	-0,15* (0,02)	-0,59* (0,09)
$\Delta \bar{\delta}_{rt}$		-1,51* (0,46)		-1,97* (0,51)		-3,59* (0,63)		-4,60* (0,54)		-5,72* (0,94)
$R^2$	0,92	0,92	0,59	0,60	0,52	0,55	0,44	0,50	0,09	0,25

Notes : Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme bootstrap. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.4 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans tout le Canada

	Lieu de naissance plus détaillé				Lieu de naissance moins détaillé			
	5 ans de croissance		10 ans de croissance		5 ans de croissance		10 ans de croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta H_{rt}$	0,07*	0,03	0,02*	-0,08*	0,08*	0,03	0,02*	-0,07*
	(0,02)	(0,03)	(0,01)	(0,03)	(0,02)	(0,05)	(0,01)	(0,03)
$\Delta \bar{\delta}_{rt}$		-1,38*		-2,06*		-1,40		-1,92*
		(0,46)		(0,51)		(0,99)		(0,58)
$R^2$	0,96	0,97	0,02	0,21	0,97	0,97	0,02	0,16

Notes : Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 et 10 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001.

Tableau A.5 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

	5 ans de		10 ans de		15 ans de		20 ans de		25 ans de	
	croissance		croissance		croissance		croissance		croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta H_{rt}$	-0,24*	-0,89*	-0,26*	-1,57*	-0,45*	-1,95*	-0,51*	-2,05*	-0,51*	-1,88*
	(0,09)	(0,17)	(0,05)	(0,15)	(0,04)	(0,16)	(0,04)	(0,21)	(0,05)	(0,22)
$\Delta \bar{\delta}_{rt}$		-2,84*		-4,41*		-4,97*		-4,95*		-4,64*
		(0,45)		(0,47)		(0,46)		(0,60)		(0,70)
$R^2$	0,92	0,92	0,60	0,63	0,53	0,58	0,43	0,49	0,06	0,16

Notes : Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.6 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans tout le Canada

	Lieu de naissance plus détaillé				Lieu de naissance moins détaillé			
	5 ans de croissance		10 ans de croissance		5 ans de croissance		10 ans de croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta H_{rt}$	0,26 (0,15)	-0,06 (0,26)	0,23* (0,08)	-0,26 (0,21)	0,30 (0,16)	-0,51 (0,45)	0,23* (0,08)	-0,16 (0,22)
$\Delta \bar{\delta}_{rt}$		-1,52* (0,67)		-1,66* (0,62)		-3,24* (1,34)		-1,29 (0,68)
$R^2$	0,96	0,97	0,06	0,15	0,96	0,97	0,07	0,11

Notes : Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 et 10 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001.

Tableau A.7 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans 19 régions

	5 ans de		10 ans de		15 ans de		20 ans de		25 ans de	
	croissance		croissance		croissance		croissance		croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta H_{rt}$	-0,13*	-0,21*	-0,15*	-0,20*	-0,15*	-0,16*	-0,15*	-0,15*	-0,13*	-0,11*
	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,02)
$R^2$	0,92	0,91	0,49	0,47	0,54	0,54	0,42	0,42	0,10	0,09

Notes : Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.8 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans 19 régions

	5 ans de croissance		10 ans de croissance		15 ans de croissance		20 ans de croissance		25 ans de croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta H_{rt}$	-0,60*	-0,84*	-0,76*	-0,94*	-0,79*	-0,86*	-0,75*	-0,75*	-0,60*	-0,53*
	(0,08)	(0,10)	(0,08)	(0,09)	(0,07)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,08)
$R^2$	0,93	0,92	0,51	0,50	0,54	0,54	0,40	0,40	0,04	0,04

Notes : Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.9 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

	5 ans de		10 ans de		15 ans de		20 ans de		25 ans de	
	croissance		croissance		croissance		croissance		croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta H_{rt}$	-0,14*	-0,20*	-0,14*	-0,19*	-0,14*	-0,16*	-0,14*	-0,14*	-0,13*	-0,12*
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
$R^2$	0,91	0,90	0,54	0,52	0,50	0,49	0,37	0,37	0,10	0,10

Notes : Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.10 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

	5 ans de		10 ans de		15 ans de		20 ans de		25 ans de	
	croissance		croissance		croissance		croissance		croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta H_{rt}$	-0,54*	-0,71*	-0,59*	-0,74*	-0,62*	-0,69*	-0,58*	-0,59*	-0,53*	-0,50*
	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
$R^2$	0,91	0,91	0,56	0,55	0,51	0,51	0,35	0,35	0,07	0,07

Notes : Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque colonne est une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.11 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions

	5 ans de croissance		10 ans de croissance		15 ans de croissance		20 ans de croissance		25 ans de croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Aucun certificat, grade, diplôme	-0,08 (0,05)	-0,15* (0,07)	-0,15* (0,04)	-0,20* (0,05)	-0,13* (0,04)	-0,15* (0,04)	-0,15* (0,04)	-0,15* (0,03)	-0,08 (0,05)	-0,06 (0,05)
Diplôme d'études secondaires	-0,14* (0,04)	-0,25* (0,05)	-0,16* (0,03)	-0,23* (0,03)	-0,15* (0,03)	-0,17* (0,03)	-0,15* (0,03)	-0,15* (0,03)	-0,12* (0,04)	-0,11* (0,04)
Autre diplôme non-universitaire	-0,18* (0,03)	-0,27* (0,04)	-0,18* (0,03)	-0,23* (0,03)	-0,17* (0,02)	-0,19* (0,02)	-0,17* (0,02)	-0,17* (0,02)	-0,17* (0,03)	-0,15* (0,03)
Diplôme universitaire	-0,08* (0,03)	-0,13* (0,04)	-0,09* (0,02)	-0,12* (0,03)	-0,10* (0,02)	-0,11* (0,02)	-0,09* (0,02)	-0,09* (0,02)	-0,08* (0,03)	-0,06* (0,03)

Notes : Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.12 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour 19 régions

	5 ans de		10 ans de		15 ans de		20 ans de		25 ans de	
	croissance		croissance		croissance		croissance		croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Aucun certificat, grade, diplôme	-0,35 (0,22)	-0,61* (0,29)	-0,77* (0,19)	-0,97* (0,22)	-0,71* (0,19)	-0,79* (0,19)	-0,75* (0,18)	-0,75* (0,17)	-0,35 (0,22)	-0,28 (0,21)
Diplôme d'études secondaires	-0,63* (0,18)	-0,99* (0,20)	-0,82* (0,15)	-1,08* (0,15)	-0,81* (0,15)	-0,91* (0,14)	-0,77* (0,15)	-0,77* (0,13)	-0,58* (0,17)	-0,52* (0,16)
Autre diplôme non- universitaire	-0,80* (0,12)	-1,09* (0,16)	-0,89* (0,13)	-1,11* (0,14)	-0,94* (0,12)	-1,03* (0,12)	-0,87* (0,13)	-0,89* (0,12)	-0,79* (0,12)	-0,70* (0,13)
Diplôme universitaire	-0,35* (0,13)	-0,51* (0,15)	-0,46* (0,11)	-0,58* (0,12)	-0,54* (0,11)	-0,60* (0,11)	-0,47* (0,11)	-0,46* (0,11)	-0,36* (0,13)	-0,29* (0,13)

Notes : Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.13 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour tout le Canada

	5 ans de		10 ans de		15 ans de		20 ans de		25 ans de	
	croissance		croissance		croissance		croissance		croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Aucun certificat, grade, diplôme	-0,14*	-0,20*	-0,18*	-0,23*	-0,16*	-0,18*	-0,18*	-0,17*	-0,14*	-0,14*
	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)
Diplôme d'études secondaires	-0,16*	-0,24*	-0,16	-0,22*	-0,15	-0,18*	-0,16*	-0,16*	-0,15*	-0,14*
	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Autre diplôme non- universitaire	-0,16*	-0,24*	-0,16*	-0,21*	-0,17*	-0,20*	-0,16*	-0,16*	-0,16*	-0,15*
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Diplôme universitaire	-0,07*	-0,11*	-0,08*	-0,12*	-0,10*	-0,12*	-0,08*	-0,08*	-0,06*	-0,06*
	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)

Notes : Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.14 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans quatre groupes de travailleurs pour tout le Canada

	5 ans de		10 ans de		15 ans de		20 ans de		25 ans de	
	croissance		croissance		croissance		croissance		croissance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Aucun certificat, grade, diplôme	-0,56*	-0,70*	-0,76*	-0,91*	-0,71*	-0,78*	-0,75*	-0,74*	-0,57*	-0,54*
	(0,11)	(0,13)	(0,11)	(0,13)	(0,10)	(0,11)	(0,11)	(0,11)	(0,10)	(0,10)
Diplôme d'études secondaires	-0,61*	-0,86*	-0,68*	-0,88*	-0,67*	-0,76*	-0,66*	-0,68*	-0,59*	-0,56*
	(0,08)	(0,09)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,08)	(0,08)
Autre diplôme non- universitaire	-0,64*	-0,84*	-0,68*	-0,85*	-0,76*	-0,84*	-0,66*	-0,69*	-0,63*	-0,60*
	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,07)	(0,06)
Diplôme universitaire	-0,26*	-0,40*	-0,34*	-0,48*	-0,45*	-0,51*	-0,33*	-0,33*	-0,25*	-0,22*
	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,07)	(0,07)

Notes : Les colonnes impaires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991. Les colonnes paires correspondent à l'estimation avec la proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans. Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. La croissance signifie que les variables varient sur des intervalles de 25, 20, 15, 10 et 5 ans. Chaque régression est estimée en différences avec des effets fixes d'années inclus. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Les écarts-types sont estimés avec un programme *bootstrap*. L'ensemble des résultats est pondéré avec les poids dans les recensements. Tout le Canada correspond aux 19 régions métropolitaines de recensement + 11 nouvelles régions générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Tableau A.15 : Relation entre les changements du niveau d'éducation entre 1991 à 2016 et la proportion de membres d'une minorité visible pour les 11 nouvelles régions

	Variation de la proportion des diplômés de l'université		Variation du niveau moyen d'éducation	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Proportion de membres d'une minorité visible en 1991	0,01 (0,19)	0,01 (0,15)	-0,29 (2,32)	-0,29 (1,27)
Proportion de membres d'une minorité visible décalée de 5 ans	-0,20 (0,23)	-0,09 (0,20)	-2,63 (2,59)	-1,74 (1,83)
Effets d'années		<b>Inclus</b>		<b>Inclus</b>

Notes : Chaque coefficient provient d'une régression distincte. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les coefficients significatifs à 5 % sont représentés par des étoiles. Le nombre total d'enregistrements N dans chaque régression est de 718 033. Les 11 nouvelles régions sont générées à partir de zones géographiques provinciales à l'extérieur des régions métropolitaines.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

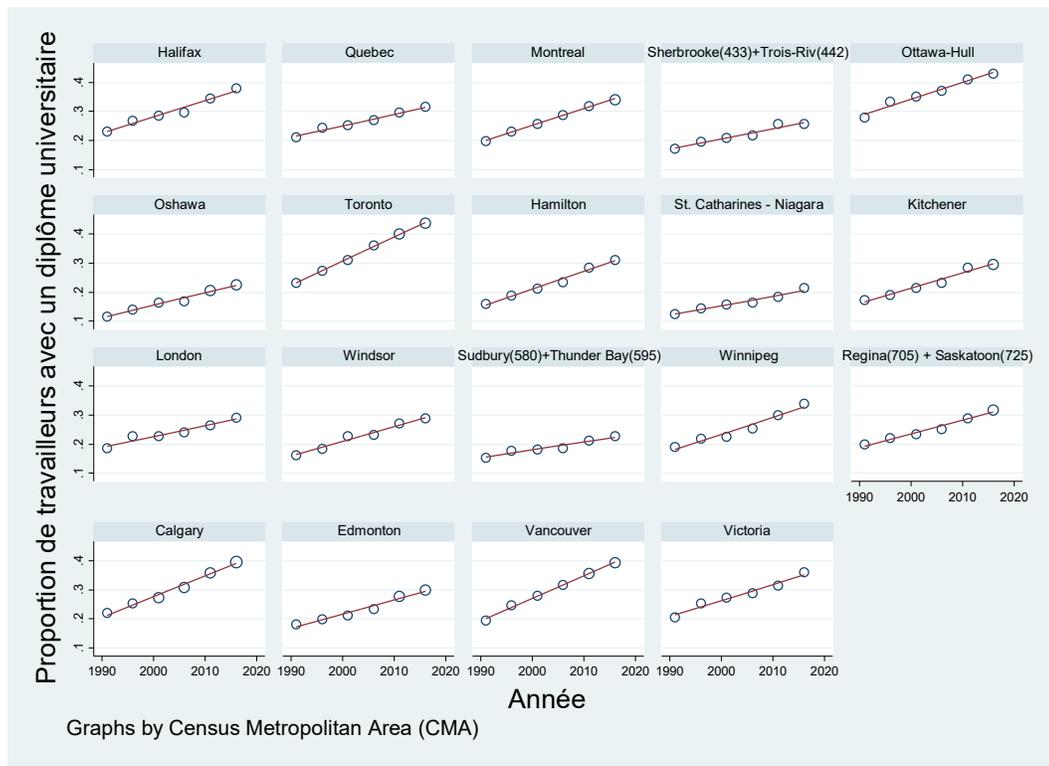


Figure A.1 : Évolution de la proportion moyenne des diplômés de l'université entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

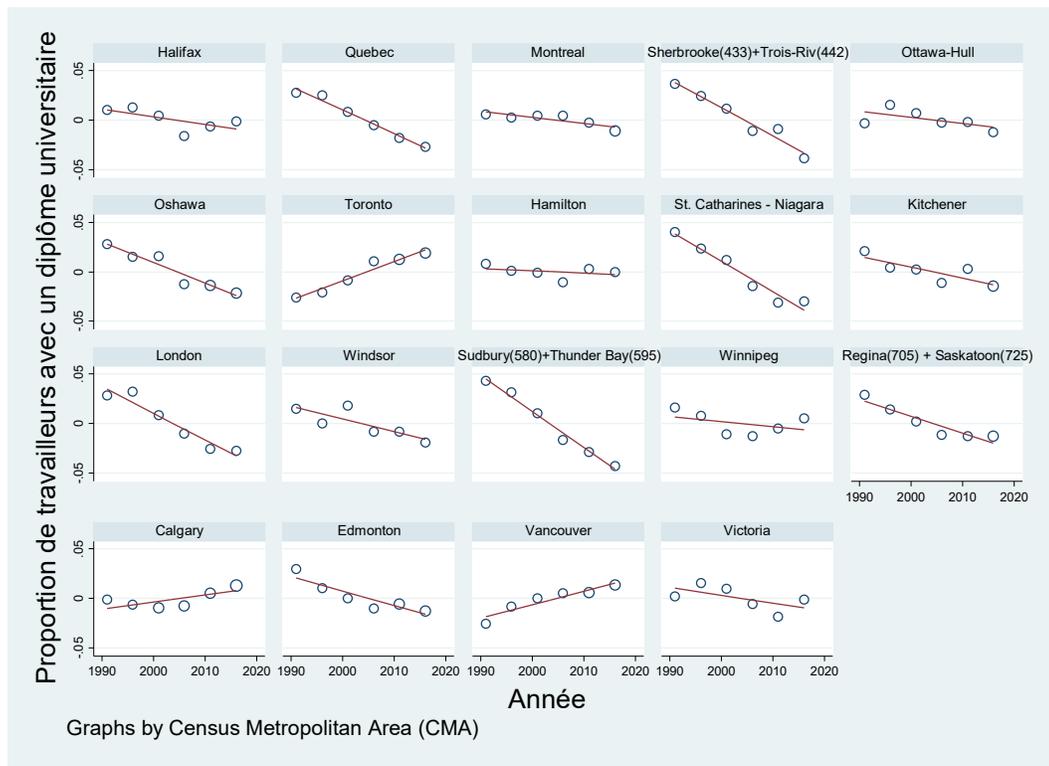


Figure A.2 : Évolution de la proportion moyenne des diplômés de l'université ajustée avec régression entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La proportion moyenne des diplômés de l'université ajustée avec régression est un résidu obtenu après une estimation de la proportion moyenne des diplômés de l'université sur des effets fixes d'années et de régions. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

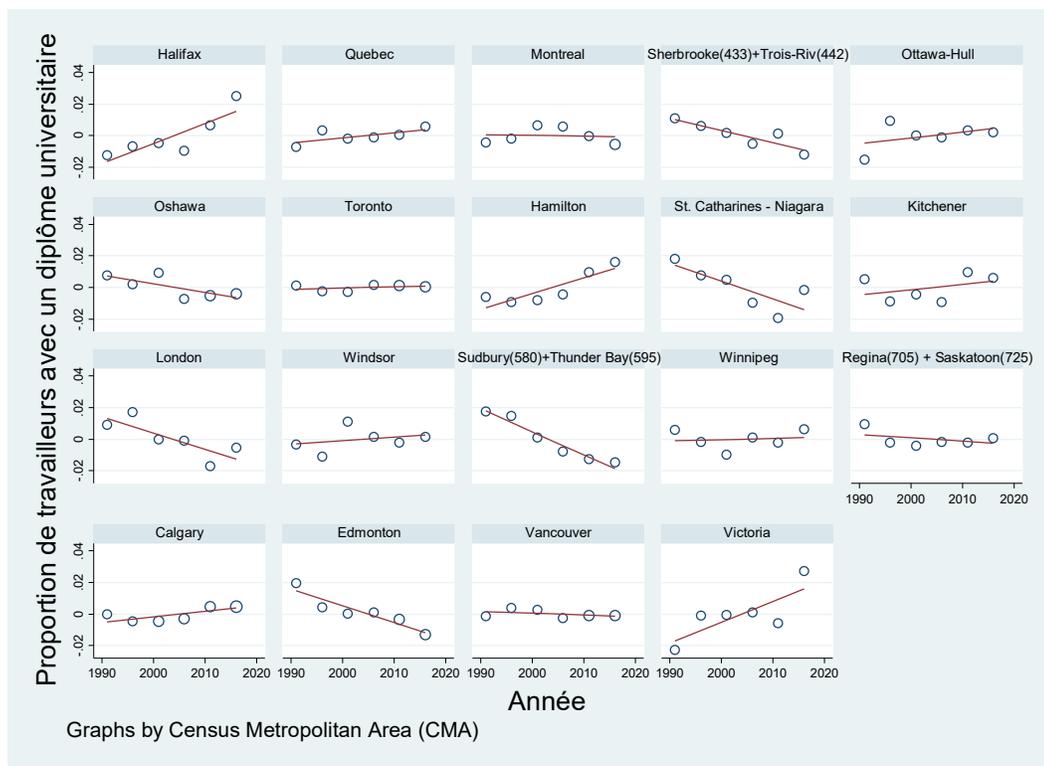


Figure A.3 : Évolution de la proportion moyenne des diplômés de l'université ajustée avec régression (avec plus de contrôles inclus) entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La proportion moyenne des diplômés de l'université ajustée avec régression est un résidu obtenu après une estimation de la proportion moyenne des diplômés de l'université sur des effets d'années, des effets fixes de région, des contrôles de région (parts de membres d'une minorité visible, de femmes, de francophones et de citoyens canadiens), le coût du logement au niveau régional et l'indice de Katz et Murphy. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

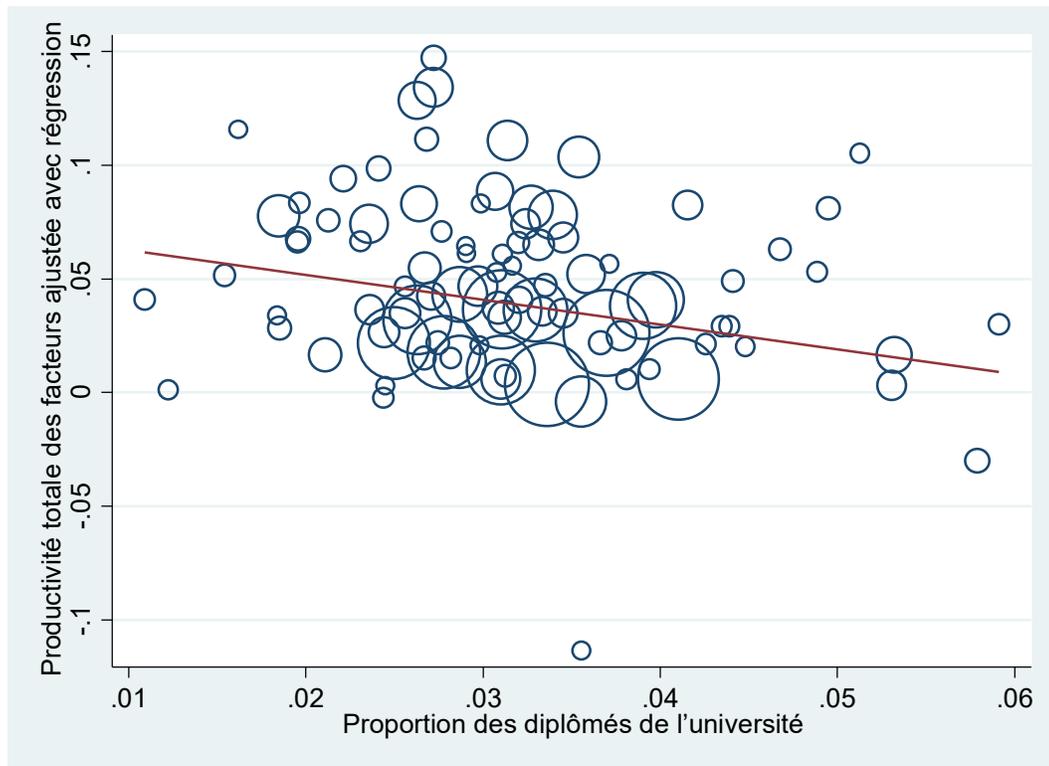


Figure A.4 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en deux étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la qualité non observée des travailleurs dans la deuxième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

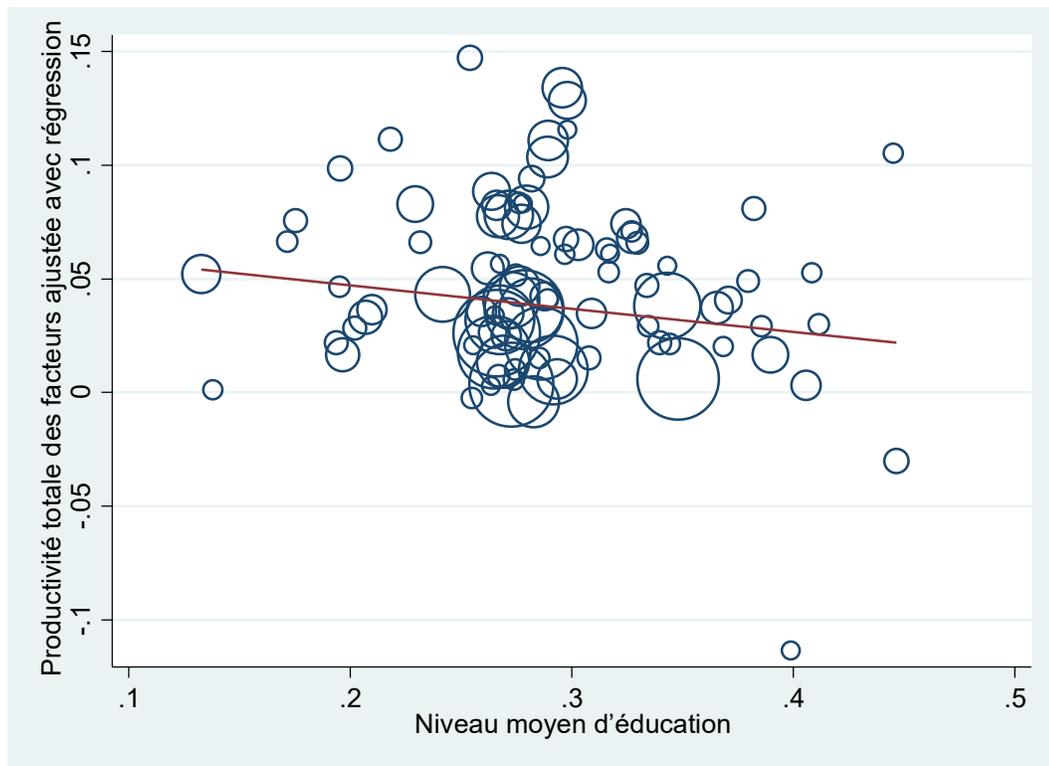


Figure A.5 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en deux étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la qualité non observée des travailleurs dans la deuxième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

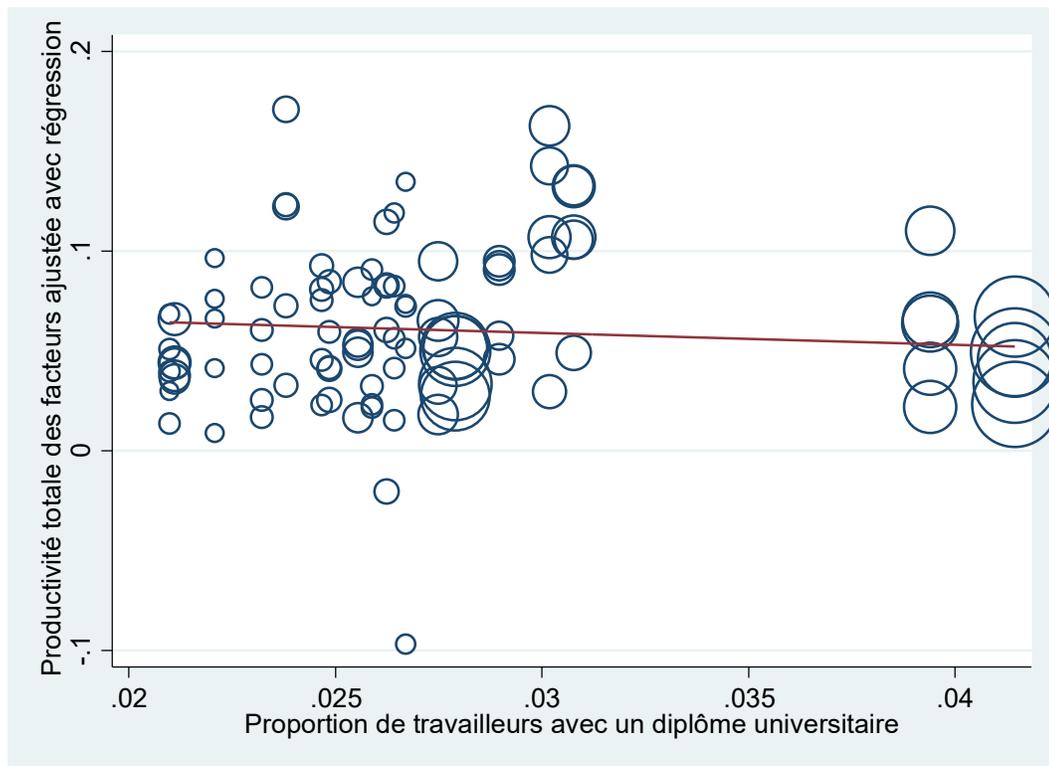


Figure A.6 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en trois étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 dans la troisième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

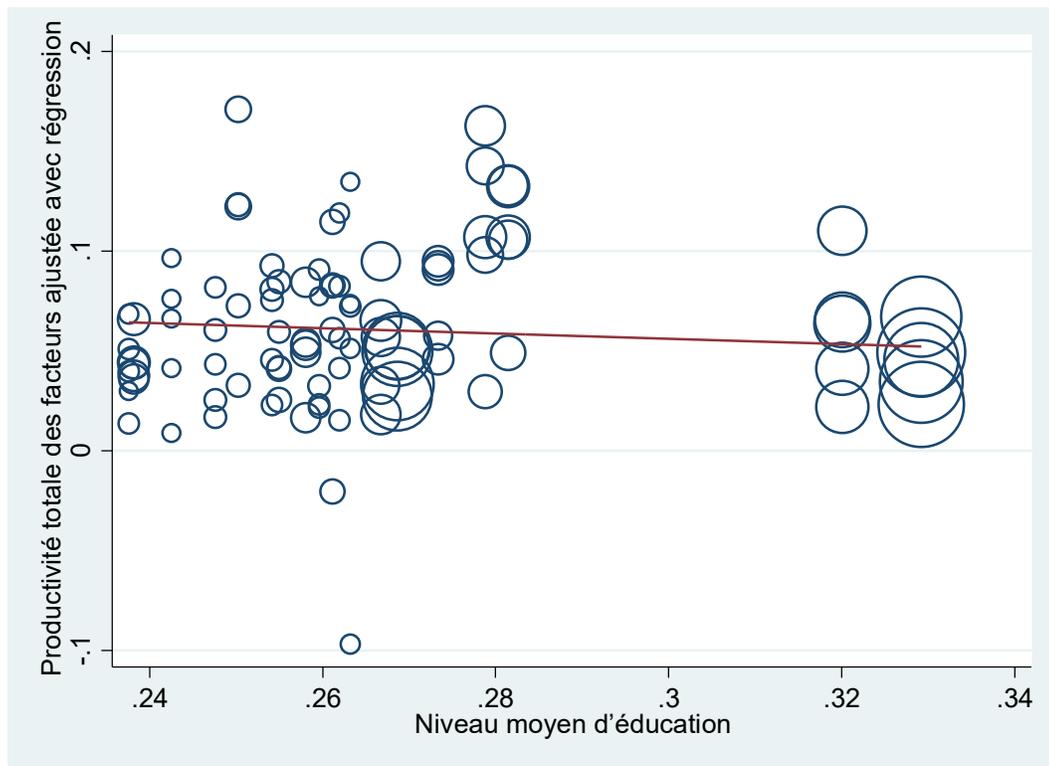


Figure A.7 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en trois étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 dans la troisième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

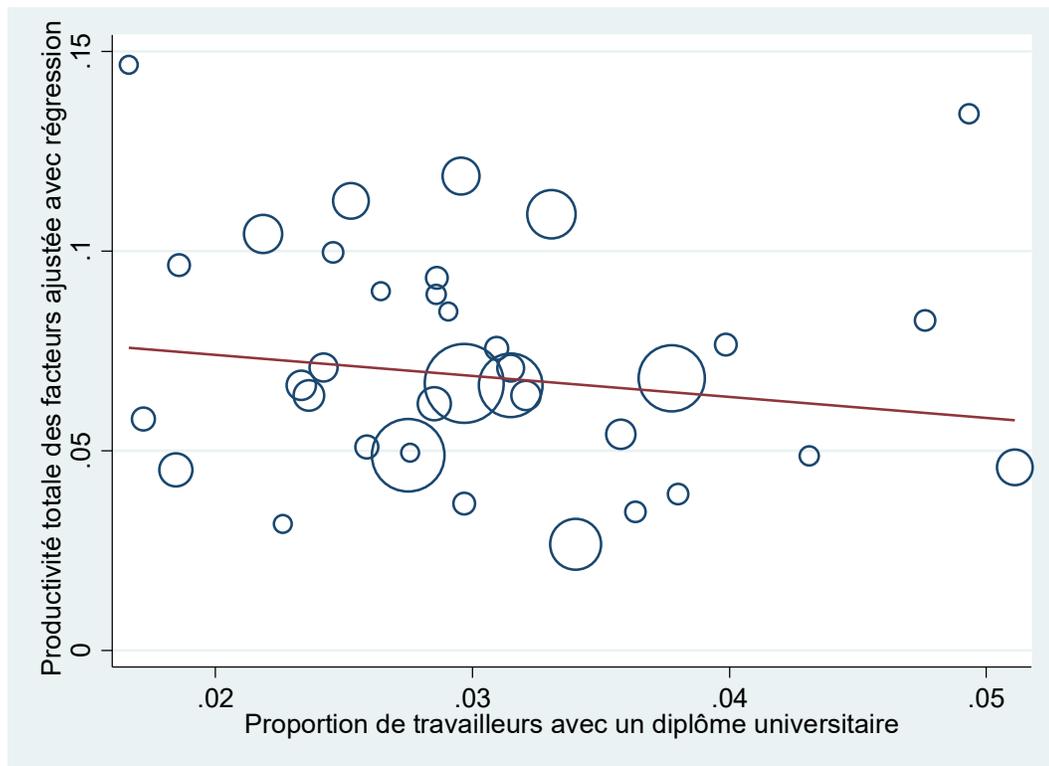


Figure A.8 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en deux étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la qualité non observée des travailleurs dans la deuxième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996 et 2001.

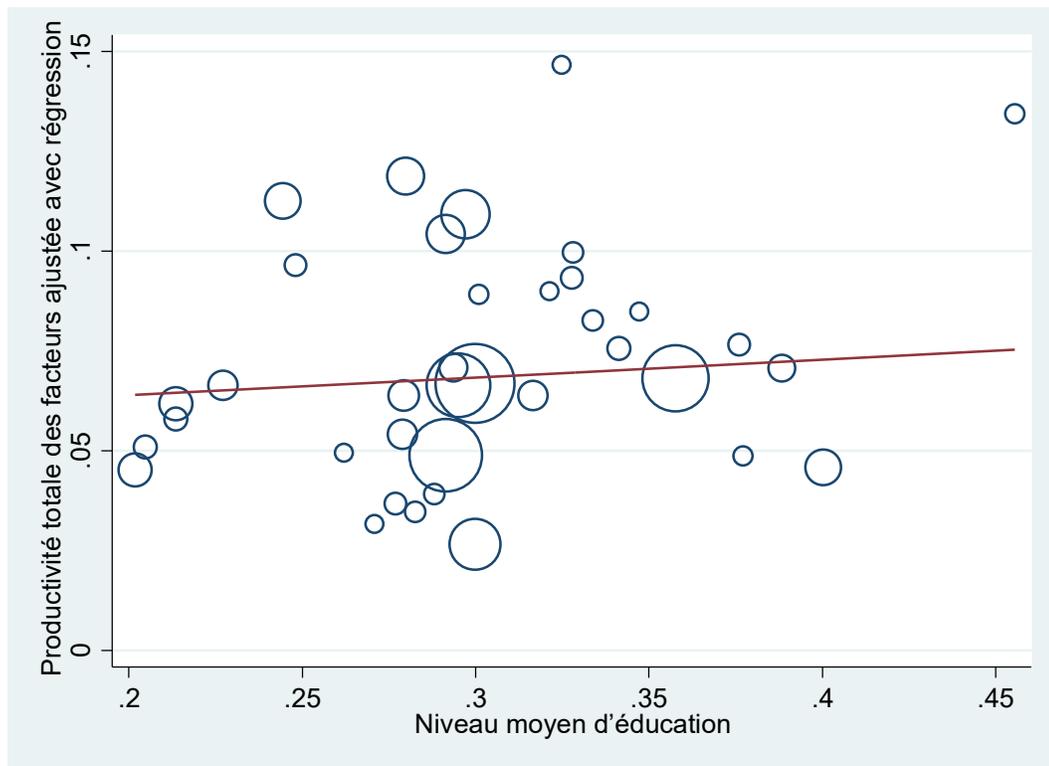


Figure A.9 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en deux étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la qualité non observée des travailleurs dans la deuxième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996 et 2001.

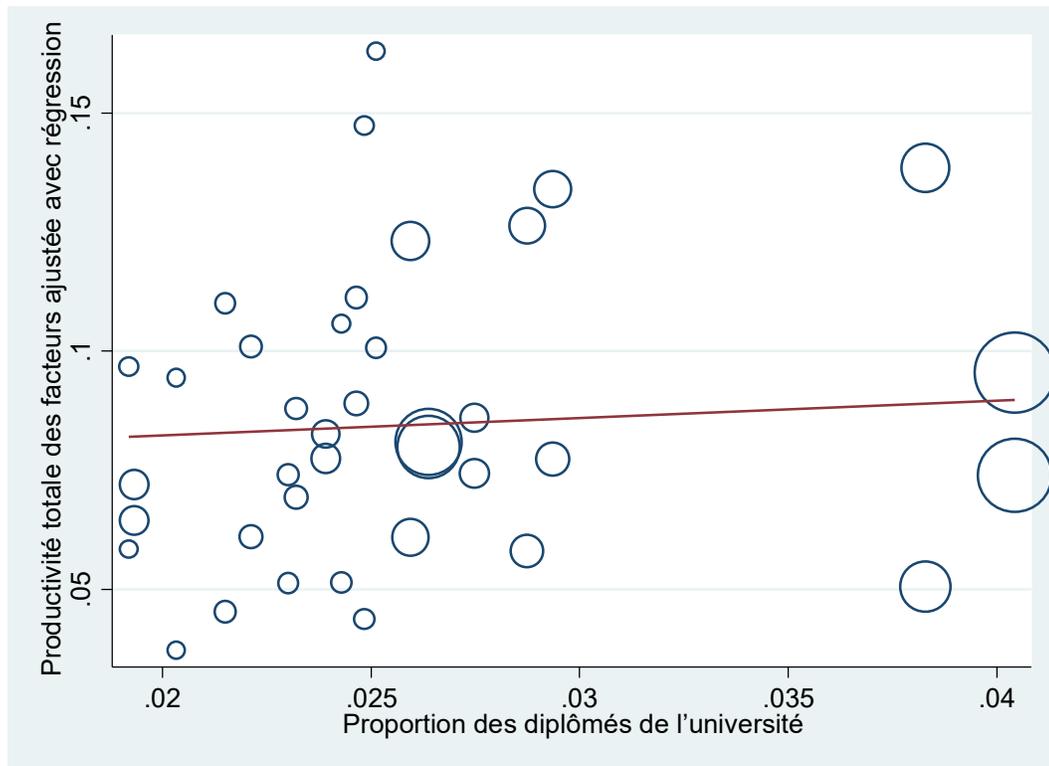


Figure A.10 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en trois étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 dans la troisième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996 et 2001.

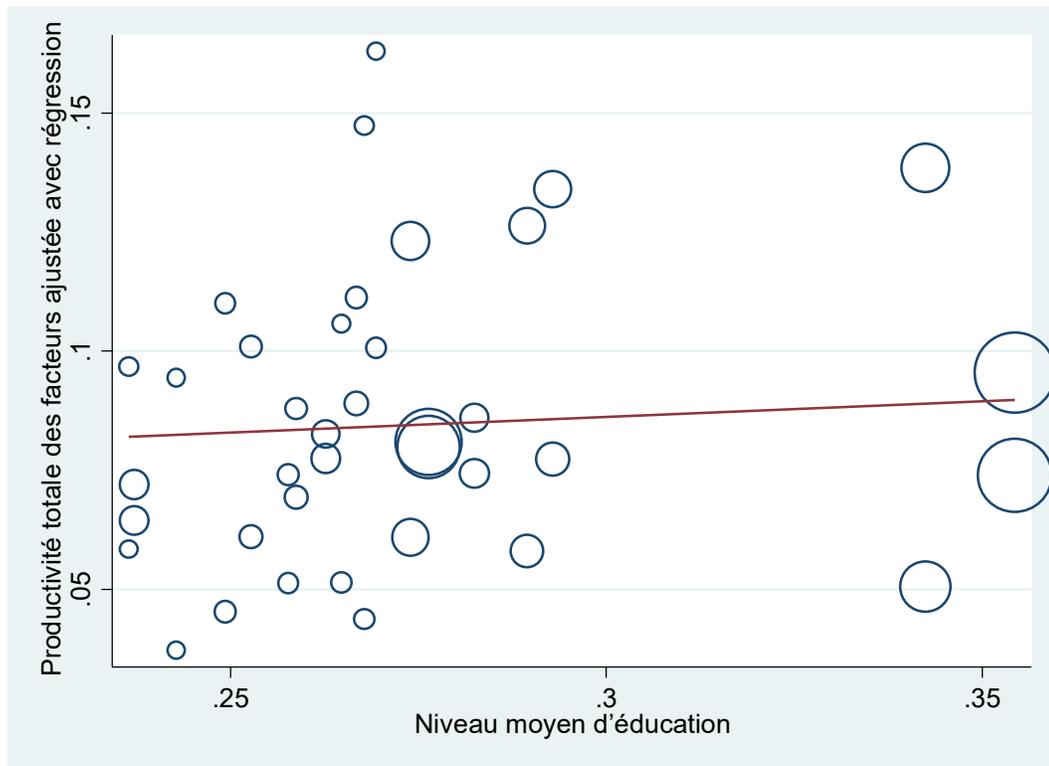


Figure A.11 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 dans 19 régions

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en trois étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 dans la troisième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements. Les 19 régions sont des régions métropolitaines de recensement.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996 et 2001.

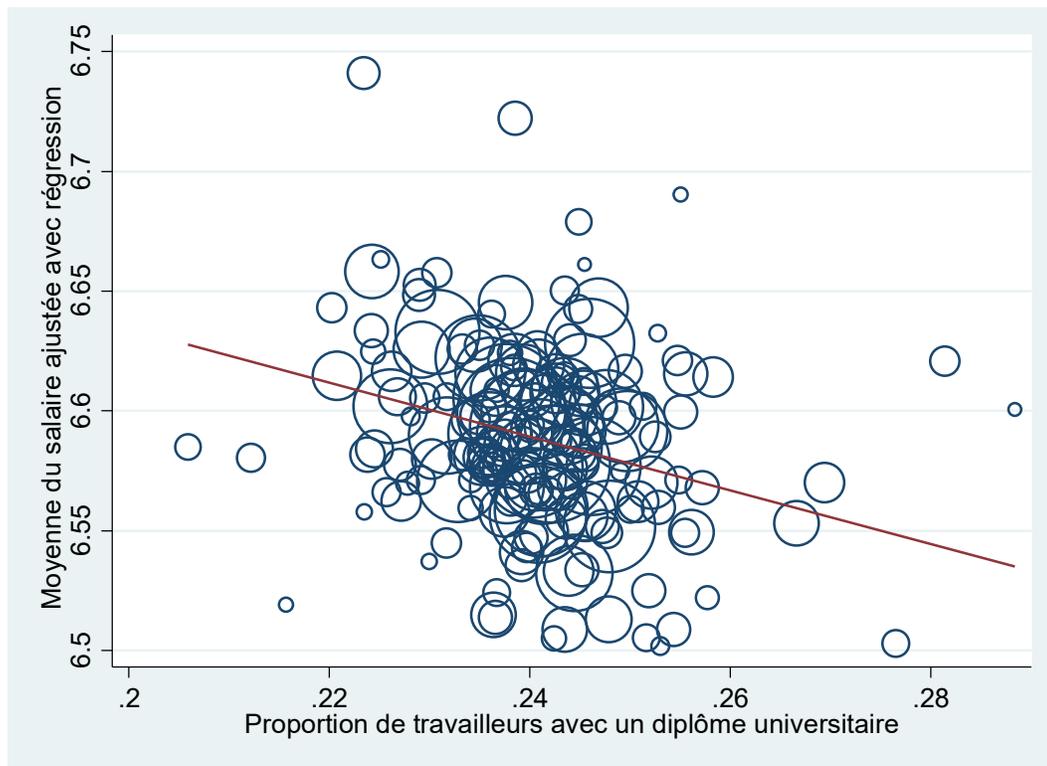


Figure A.12 : Relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. Le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après inclusion de contrôles : éducation individuelle, effets d'années, effets fixes de région, contrôles de région (parts de membres d'une minorité visible, de femmes, de francophones et de citoyens canadiens), coût du logement au niveau régional et indice de Katz et Murphy. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

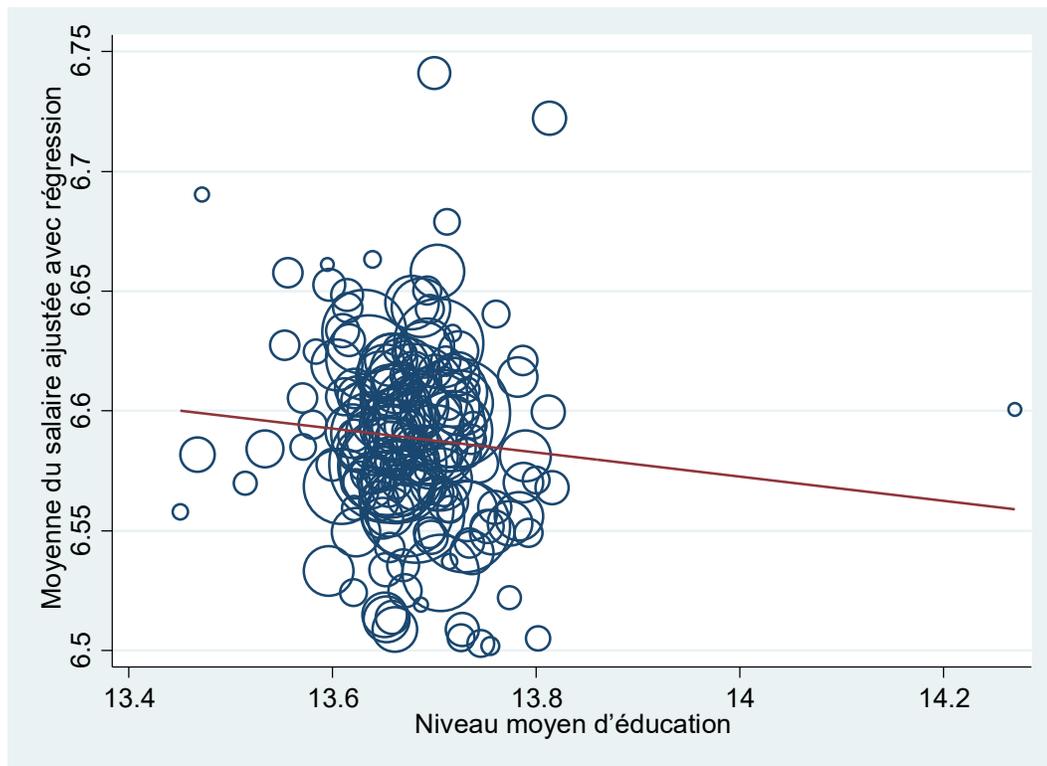


Figure A.13 : Relation entre le salaire moyen ajusté avec régression et le niveau moyen d'éducation entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. Le salaire moyen ajusté avec régression et la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après inclusion de contrôles : éducation individuelle, effets d'années, effets fixes de région, contrôles de région (parts de membres d'une minorité visible, de femmes, de francophones et de citoyens canadiens), coût du logement au niveau régional et indice de Katz et Murphy. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

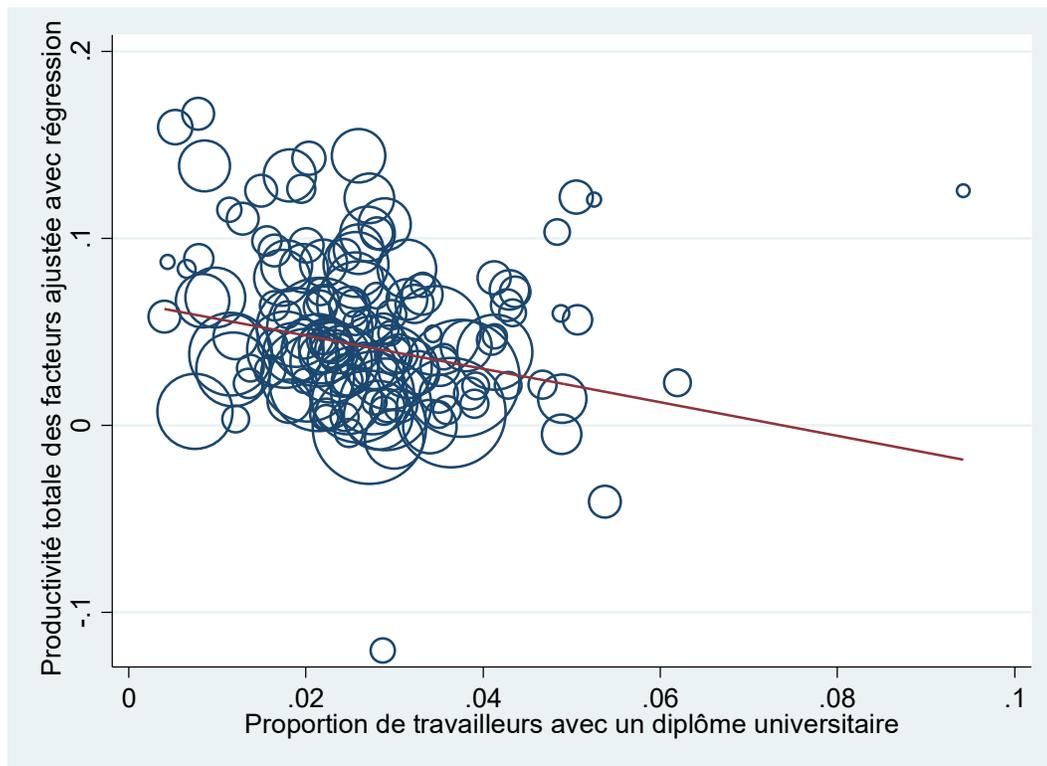


Figure A.14 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en deux étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la qualité non observée des travailleurs dans la deuxième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

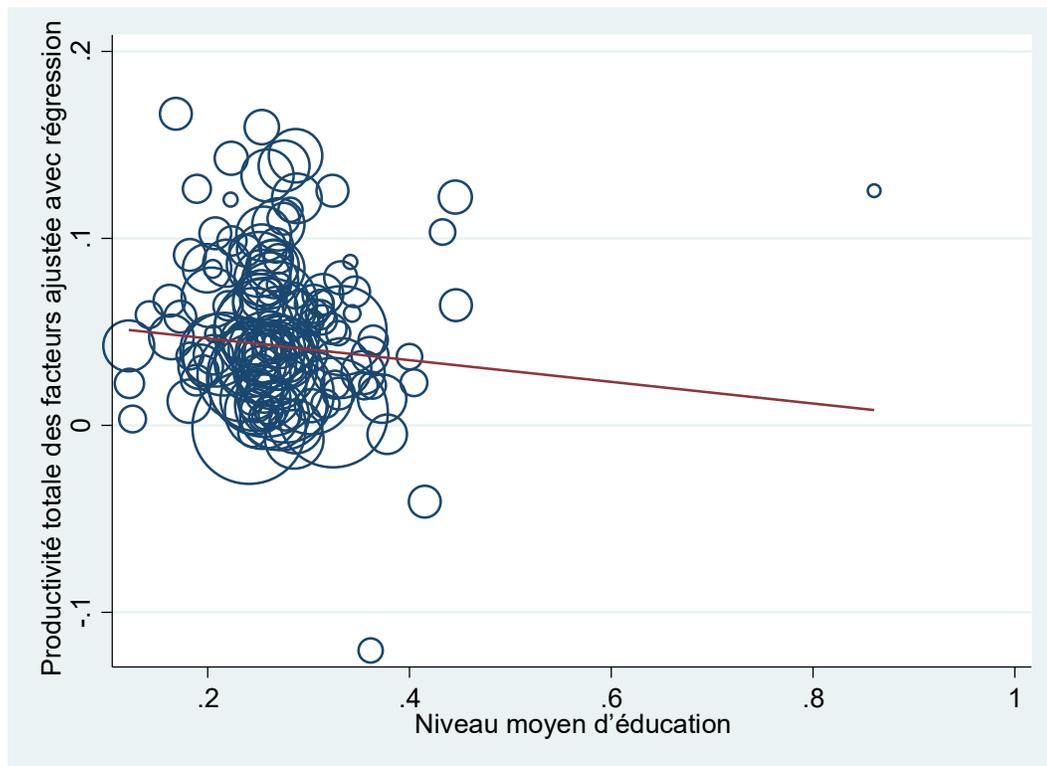


Figure A.15 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en deux étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la qualité non observée des travailleurs dans la deuxième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

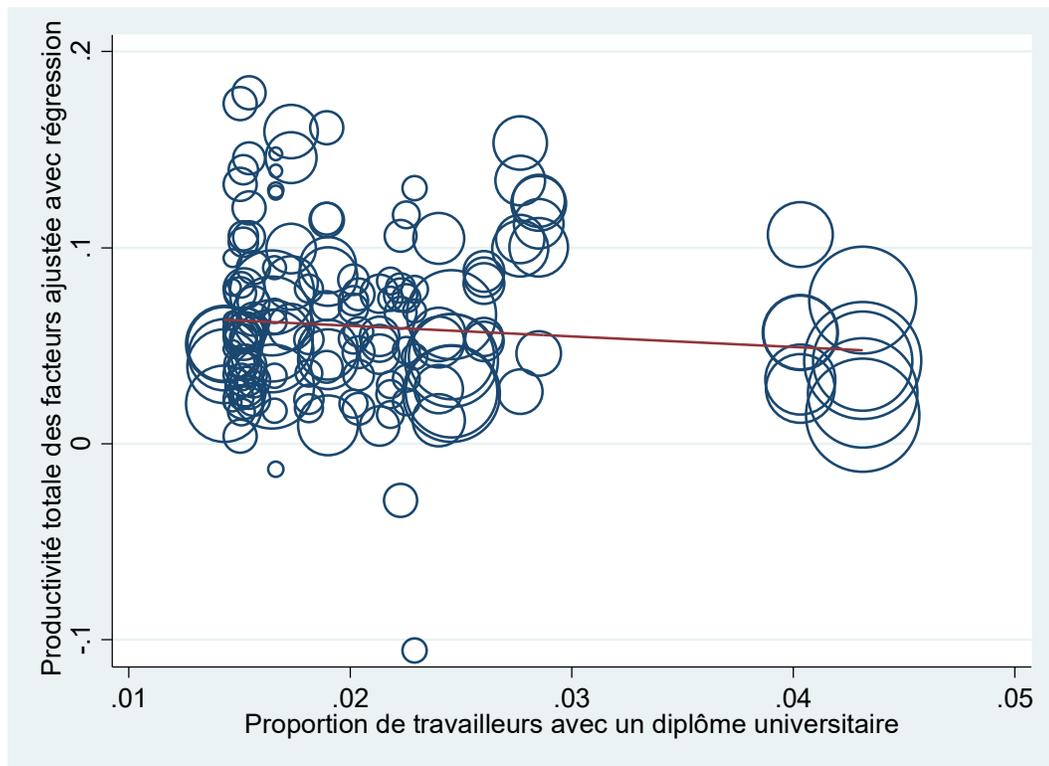


Figure A.16 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en trois étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 dans la troisième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

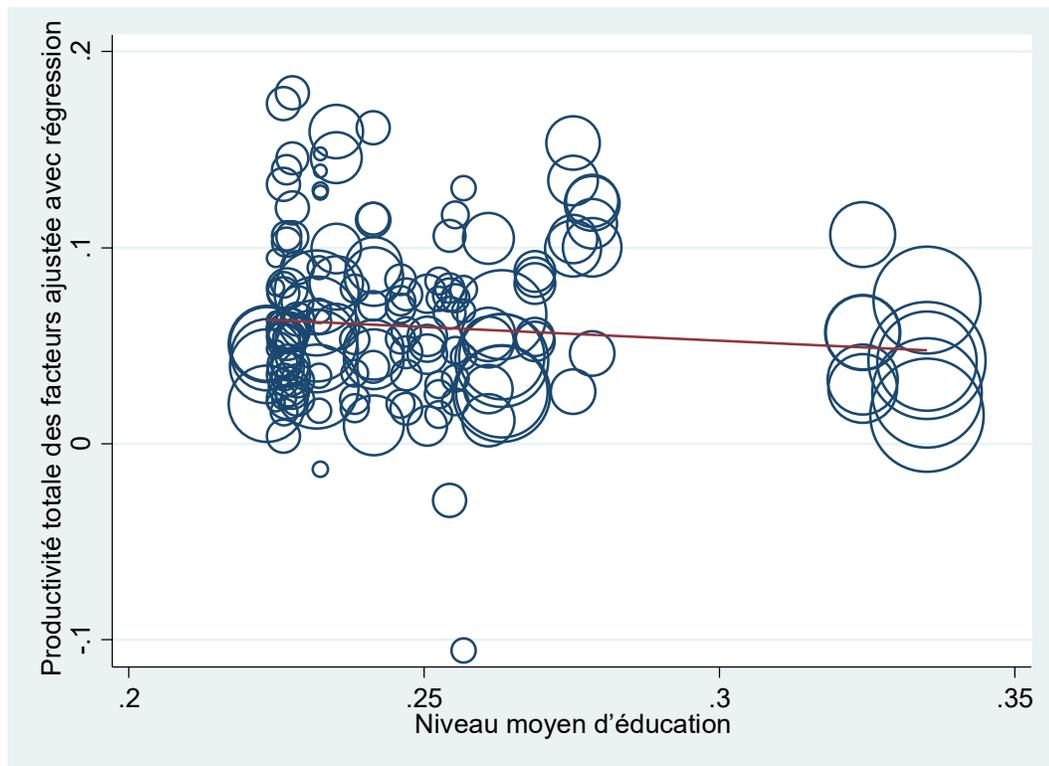


Figure A.17 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2016 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en trois étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 dans la troisième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

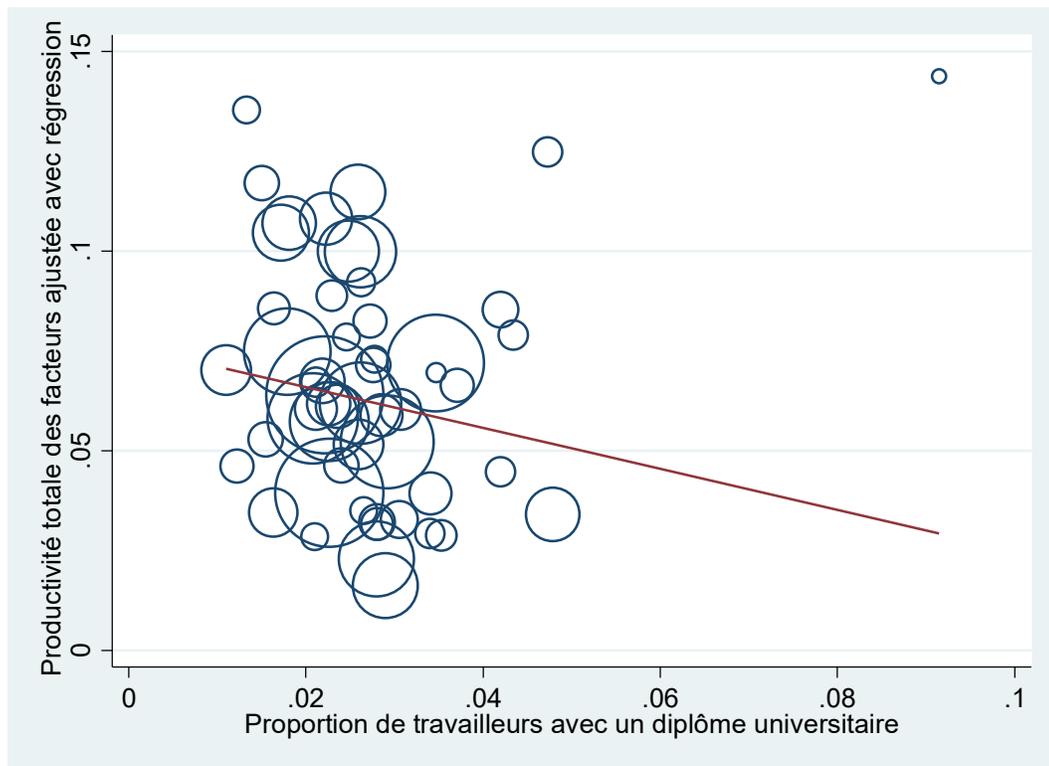


Figure A.18 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en deux étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la qualité non observée des travailleurs dans la deuxième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996 et 2001.

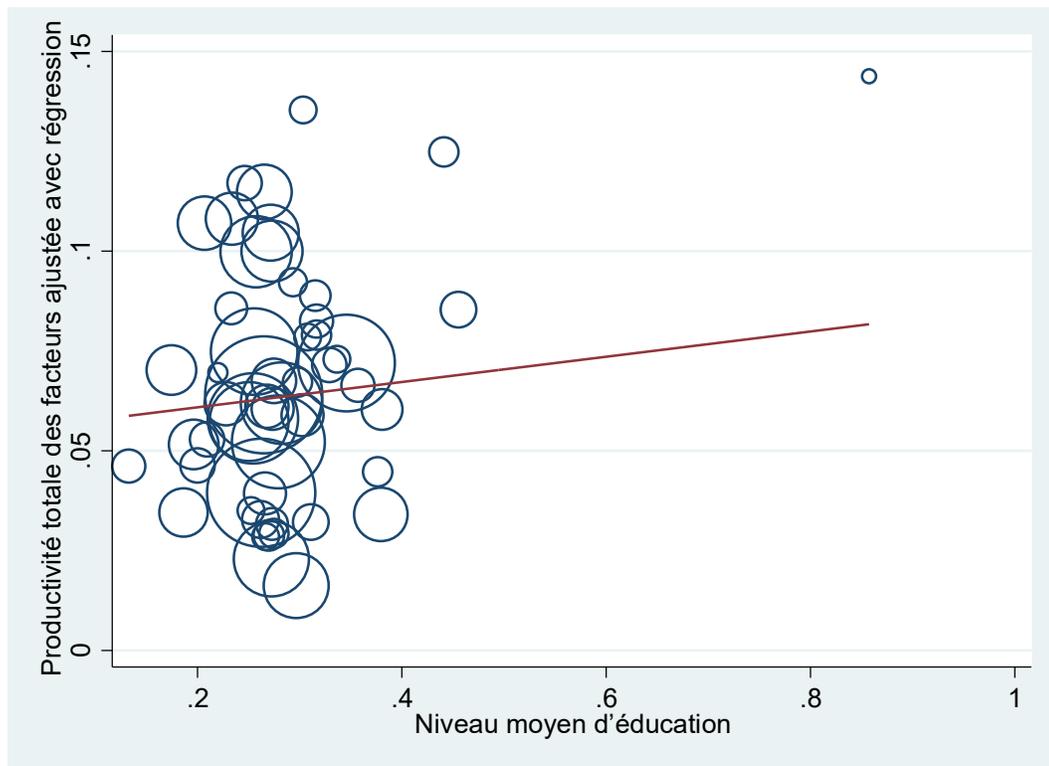


Figure A.19 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec contrôle de la qualité non observée des travailleurs entre 1991 et 2001 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en deux étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la qualité non observée des travailleurs dans la deuxième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996 et 2001.

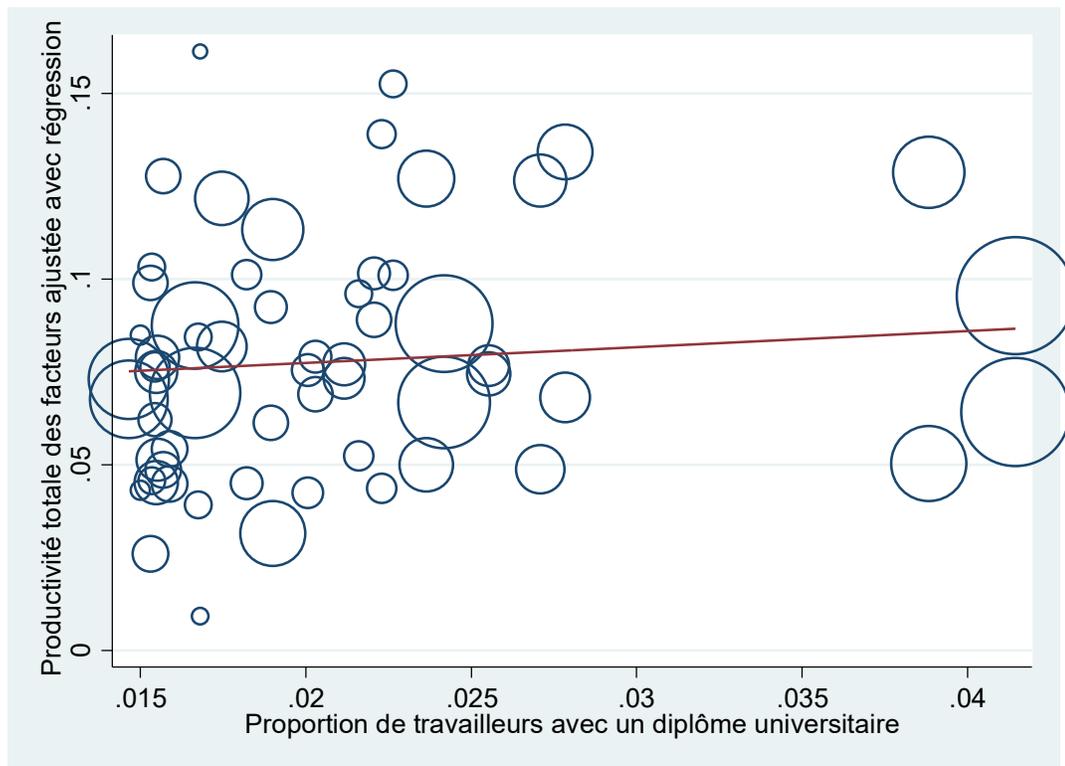


Figure A.20 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance de la proportion des diplômés de l'université sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en trois étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 dans la troisième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996 et 2001.

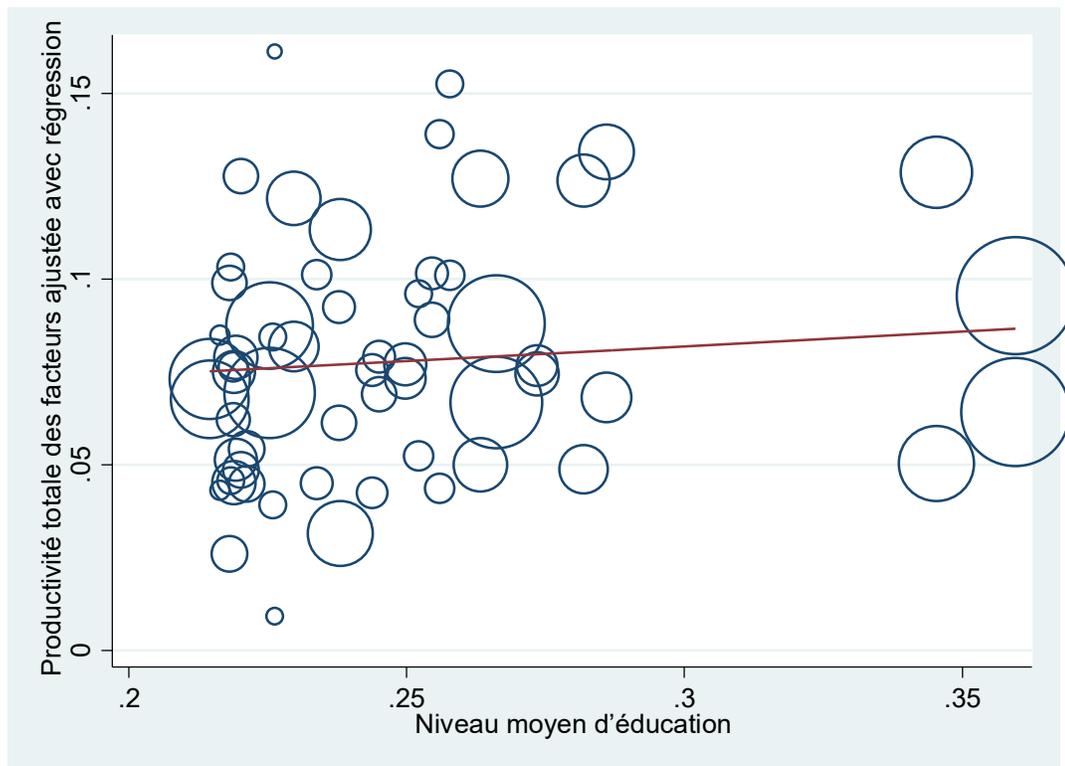


Figure A.21 : Relation entre la croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation avec la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 comme variable instrumentale entre 1991 et 2001 dans tout le Canada

Notes : Chaque cercle correspond à une combinaison région-année. La croissance de la productivité totale des facteurs ajustée avec régression et la croissance du niveau moyen d'éducation sont des résidus (avec la moyenne ajoutée) obtenus après une estimation en trois étapes avec notamment un contrôle de la croissance de la proportion de membres d'une minorité visible en 1991 dans la troisième étape. La croissance signifie que les variables varient sur un intervalle de 5 ans. La taille des cercles représente la pondération avec les poids dans les recensements.

Source : Calculs de l'auteur sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers des Recensements canadiens de la population de 1991, 1996 et 2001.

## RÉFÉRENCES

- Acemoglu, D., & Angrist, J (2000). How Large are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory-Schooling Laws. *NBER Macroeconomics Annual*, 15, 9-59.
- Borjas, G. J., Bronars, S. G., & Trejo, S. J. (1992). Self-selection and internal migration in the United States. *Journal of urban Economics*, 32(2), 159-185.
- Ciccone, A., & Peri, G. (2006). Identifying human-capital externalities: Theory with applications. *The Review of Economic Studies*, 73(2).
- Iranzo, S., & Peri, G. &. (2009). Schooling externalities, technology, and productivity: Theory and evidence from US states. *The Review of Economics and Statistics*. *The Review of Economics and Statistics*, 91(2), 420-431.s
- Katz, L. F., & Murphy, K. M. (1992). Changes in relative wages, 1963–1987: supply and demand factors. *The quarterly journal of economics*, 107(1), 35-78.
- Lange, F., & Topel, R. (2006). The social value of education and human capital. *Handbook of the Economics of Education*, 1, 459-509.
- Moretti, E. (2004a). Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data. *Journal of econometrics*, 175-212.
- Moretti, E. (2004b). Workers' education, spillovers, and productivity: evidence from plant-level production functions. *American Economic Review*, 656-690.
- Rakova, & Vaillancourt. (2008). Human capital and regional development : evidence for Canada - 2000. *Dans J. Martinez-Vazquez, & F. Vaillancourt, Public Policy and Regional Development*, vol 41, 107-134.
- Rakova, V. (2005). Human Capital Externalities in the Canadian Metropolitan Areas: How Do We Measure Human Capital?
- Rauch, J. E. (1992). Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities (No. w3905). *National Bureau of Economic Research*.

- Rudd, J. B. (2000). Empirical evidence on human capital spillovers (No. 2000-46). *Board of Governors of the Federal Reserve System*.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics* 87, 355–379.
- Statistique Canada. (1991a). Recensement de la population de 1991 [Canada] Fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) : Fichier des particuliers – Aperçu
- Statistique Canada. (1996a). Recensement de la population de 1996 [Canada] Fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) : Fichier des particuliers - Aperçu
- Statistique Canada. (2001a). Recensement de la population de 2001 [Canada] Fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) : Fichier des particuliers – Aperçu
- Statistique Canada. (2006a). Recensement de la population de 2006 [Canada] Fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) : Fichier des particuliers – Aperçu
- Statistique Canada. (2011a). Enquête nationale auprès des ménages, 2011 [Canada]: Fichier des particuliers - Aperçu
- Statistique Canada. (2016a). Recensement de la population de 2016 [Canada] Fichier de micro-données à grande diffusion (FMGD) : Fichier des particuliers – Aperçu
- Statistique Canada. (1991b). Recensement de 1991 : Documentation pour le Fichier de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers – Première édition  
<http://odesi2.scholarsportal.info/webview/index.jsp?object=http://142.150.190.128:80%2Fobj%2FfStudy%2FSTC-95M0007XCB-F-1991-fichierdesparticuliers&mode=documentation&v=2&top=yes>
- Statistique Canada. (1996b). FMGD de 1996 sur les particuliers / 95M0010XCB – Documentation de l'utilisateur.  
<http://odesi2.scholarsportal.info/webview/index.jsp?object=http://142.150.190.128:80%2Fobj%2FfStudy%2FSTC-95M0010XCB-F-1996-Fichierdesparticuliers&mode=documentation&v=2&top=yes>
- Statistique Canada. (2001b). FMGD de 2001 sur les particuliers / 95M0016XCB – Documentation de l'utilisateur.  
<http://odesi2.scholarsportal.info/webview/index.jsp?object=http://142.150.190>

[.128:80%2Fobj%2FStudy%2FSTC-95M0016XCB-F-2001-Fichierdesparticuliers&mode=documentation&v=2&top=yes](http://142.150.190.128:80%2Fobj%2FStudy%2FSTC-95M0016XCB-F-2001-Fichierdesparticuliers&mode=documentation&v=2&top=yes)

Statistique Canada. (2006b). FMGD de 2006 - Fichier des particuliers - 95M0028XVB - Documentation de l'utilisateur.

<http://odesi2.scholarsportal.info/webview/index.jsp?object=http://142.150.190.128:80%2Fobj%2FStudy%2Fstc-95M0028XVB-2006-Fichierdesparticuliers&mode=documentation&v=2&top=yes>

Statistique Canada. (2011b). FMGD de 2011 sur les particuliers / 99M0001X – Documentation de l'utilisateur.

<http://odesi2.scholarsportal.info/webview/index.jsp?object=http://142.150.190.128:80%2Fobj%2FStudy%2Fenm-99-004-F-2011-particuliers&mode=documentation&v=2&top=yes>

Statistique Canada. (2016b). FMGD de 2016 - Fichier des particuliers - 98M0001X - Documentation de l'utilisateur.

<http://odesi2.scholarsportal.info/webview/index.jsp?object=http://142.150.190.128:80%2Fobj%2FStudy%2Fstc-98M0001-F-2016-particuliers&mode=documentation&v=2&top=yes>

Topel, R. (2004). The private and social values of education. *In Education and Economic Development, A Federal Reserve Bank of Cleveland Research Conference*, 47-57. Cleveland, Ohio: Federal Reserve Bank of Cleveland.