

L'effet des cégeps du Québec sur le nombre total d'années de scolarité

PIERRE FORTIN

Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal, Québec, Canada

NATALIA MISHAGINA

Institut de recherche en politiques publiques, Montréal, Québec, Canada

JIMMY ROYER

Groupe d'analyse et Université de Sherbrooke, Montréal, Québec, Canada

Nous décrivons la réforme collégiale des années 1960 au Québec et nous étudions l'effet initial de la création des cégeps sur la scolarisation des jeunes Québécois en la comparant à celle des jeunes Ontariens. Nous suivons les grandes tendances de la fréquentation scolaire et de l'obtention de diplômes au niveau postsecondaire de 1960 à 2018. Puis nous estimons l'effet de l'arrivée des cégeps sur le nombre total d'années de scolarité des premières cohortes touchées. Une analyse de différence de différences appliquée aux hommes et aux femmes francophones et anglophones au moyen des microdonnées du Recensement de 2001 nous permet d'estimer que l'effet initial des cégeps a été globalement positif et substantiel.

Mots clés : postsecondaire, cégep, université, participation, années de scolarité

Note des rédacteurs : Cet article a été soumis en anglais, revu par les pairs et accepté. Nous avons ensuite demandé aux auteurs de fournir cette version française. La version anglaise est également publiée dans ce numéro sous le titre « The Effect of Quebec's CEGEPs on Total Years of Schooling ».

We describe the CEGEP (*collèges d'enseignement général et professionnel*) innovation of the late 1960s in Quebec and study its early effect on total years of schooling in the province, with Ontario as control. We first compare the broad trends in post-secondary enrolment and credentials in Quebec and Ontario over the long period of 1960–2018. We then estimate the effect of the CEGEP reform on total years of schooling of the cohorts that were initially treated. To this end, we apply a simple difference-in-differences methodology to 2001 Census microdata for Francophone and Anglophone men and women. We find that the effect of CEGEPs has been broadly positive and significant.

Keywords: post-secondary, CEGEP, university, enrolment, years of schooling

Note from the Editors: This paper was submitted in English, peer-reviewed, and accepted. We then asked the authors to provide this French version. The English version is also published in this issue as “L'effet des cégeps du Québec sur le nombre total d'années de scolarité”.

Introduction

Dans la seconde moitié des années 1960, les gouvernements provinciaux au Canada ont amorcé plusieurs réformes d'envergure de l'éducation postsecondaire. Leur but commun était d'absorber la pression démographique des enfants du baby-boom, de démocratiser l'accès à l'enseignement supérieur et de développer la formation technique et l'éducation permanente (Gallagher et

Dennison 1995; Jones 1997a). La recherche de nouveaux modèles d'éducation aboutit à la création de plusieurs systèmes collégiaux distincts. L'Alberta et la Colombie-Britannique optent pour des collèges communautaires régionaux de type californien ouverts au transfert à l'université. Au Manitoba et au Nouveau-Brunswick, les nouveaux collèges sont surtout des établissements de formation professionnelle élémentaire sans disposition

de transfert à l'université. La Saskatchewan mise sur des collèges « hors les murs » dans les régions rurales et sur des instituts de technologie dans les régions urbaines. En Ontario, une loi provinciale introduit en 1965 un nouveau modèle de collèges communautaires appelés *Colleges of Applied Arts and Technology* (CAAT). En 1967, 20 des 24 CAAT aujourd'hui en activité sont déjà fondés, dont plusieurs à partir des anciens instituts de technologie et centres de formation professionnelle. Les CAAT ontariens offrent un éventail de programmes dont l'orientation est surtout de nature professionnelle, et qui constituent une filière alternative pour les diplômé·e·s du secondaire qui ne sont pas admissibles à l'université. Contrairement à l'Alberta et à la Colombie-Britannique, l'Ontario rend les transferts des CAAT à l'université rares et compliqués (Jones 1997b).

Au Québec, à l'époque, la conviction que le niveau de scolarité avait « accumulé des retards d'au moins une génération » sur les autres provinces et que le système d'éducation avait besoin d'un remaniement majeur est répandue (Lesage 1962). Ce sont surtout les comparaisons avec l'Ontario qui fondent le jugement porté par le premier ministre Lesage sur la situation du Québec. Dans le présent article, nous adoptons le point de vue de M. Lesage et basons notre analyse sur les comparaisons du Québec avec l'Ontario.

L'éducation postsecondaire subit une révolution de grande envergure au Québec à la suite du rapport de la Commission royale d'enquête sur l'enseignement (Parent et al. 1961-1966). En 1967, une loi provinciale crée les *collèges d'enseignement général et professionnel* (cégeps). Une figure dominante de la commission Parent caractérise le développement des cégeps comme « le plus audacieux, le plus novateur et le plus exigeant à réaliser » de tous les projets de réforme proposés par lui et ses collègues (Rocher 2006). L'effort de démocratisation de l'enseignement supérieur recommandé par la Commission comprend aussi l'expansion de l'aide financière aux étudiants, la sécularisation de l'enseignement, l'obligation d'une formation universitaire pour les enseignants, la facilitation de l'accès aux études universitaires par le réseau régional de l'Université du Québec et la fondation de l'Université Concordia par la fusion du Collège Loyola et de l'Université Sir George Williams.

L'obligation de fréquenter le cégep est imposée à tous les diplômé·e·s du secondaire qui désirent poursuivre leurs études à l'université. Le cégep est aussi ouvert à tous ceux et toutes celles qui veulent obtenir une formation technique de niveau intermédiaire après avoir réussi la dernière année du cours secondaire (le *secondaire V*) ou un cours de formation professionnelle élémentaire dans une commission scolaire. La formation collégiale au cégep propose ainsi deux cheminements possibles : des cours préuniversitaires de deux ans permettant de poursuivre à l'université et des cours techniques de

niveau intermédiaire de trois ans pour entrer plus rapidement sur le marché du travail. Les études collégiales sont sanctionnées par le *diplôme d'études collégiales*, DEC *préuniversitaire* dans le premier cas et DEC *technique* dans le second. La première année d'études au cégep est consacrée à la formation générale, autant pour le secteur préuniversitaire que pour le secteur technique. Les étudiants peuvent changer d'orientation en cours de route, l'intention étant de rendre leur cheminement vers l'université ou le marché du travail graduel et adaptable. Pour faire place à la deuxième année du programme préuniversitaire du cégep, la durée du programme de baccalauréat est réduite de quatre à trois ans dans toutes les universités du Québec. Contrairement aux diplômes des CAAT ontariens, ceux du secteur technique des cégeps québécois donnent accès à l'université à des conditions raisonnables.

Il existe aujourd'hui 43 cégeps de langue française, dont 31 ont été fondés entre 1967 et 1969 et trois autres en 1970-1971 (Dassylva 2004). Un autre groupe de six cégeps obtiennent leurs lettres patentes en 1980, et les trois derniers dans les années 1990. Cependant, comme, en pratique, ces neuf cégeps de date plus récente sont en activité depuis 1968-1971, en tant que campus distincts de cégeps déjà établis, on peut dire que la structure cégépienne de langue française est complétée en 1971. Du côté anglophone, quatre des cinq cégeps aujourd'hui en existence ont ouvert leurs portes entre 1969 et 1972. Le cinquième cégep de langue anglaise, Heritage à Gatineau, a été officiellement fondé en 1988, mais il était déjà en activité depuis 1969 comme section anglophone du cégep francophone de Hull. Aussi bien dire que la structure cégépienne de langue anglaise est complétée en 1972.

Les étudiant·e·s inscrit·e·s au cégep ne payent aucun droit de scolarité¹. La vague de fondation de 1967-1972 donne lieu à la conversion de plusieurs anciens collèges classiques et instituts de technologie en cégeps. Un certain nombre de ces vieux établissements restent privés et peuvent offrir les programmes collégiaux préuniversitaires et techniques. Ils sont subventionnés par le gouvernement, à certaines conditions, et perçoivent des droits de scolarité soumis à un plafond.

Dans la suite de cet article, nous utilisons les comparaisons avec l'Ontario pour étudier l'effet de l'innovation « cégep » sur la fréquentation scolaire et l'obtention de diplômes postsecondaires au Québec. Nous procédons en deux étapes. Dans un premier temps, nous décrivons les grandes tendances dans les deux provinces au cours de la longue période de 1960 à 2018. Dans un second temps, nous appliquons aux microdonnées du Recensement de 2001 une méthode simple de différence de différences afin d'estimer l'effet de la réforme collégiale sur le nombre total d'années de scolarité déclaré par les toutes premières cohortes d'hommes et de femmes francophones et

anglophones qui ont été traitées. La preuve que nous tirons de ces deux modes d'analyse (descriptif et statistique) permet de croire que, dans l'ensemble, l'effet des cégeps sur le nombre total d'années de scolarité au Québec a été positif et important.

Grandes tendances de 1960 à 2018

Effectif postsecondaire non universitaire

La [figure 1](#) trace l'évolution de l'effectif postsecondaire non universitaire à temps plein au Québec et en Ontario de 1960 à 2018². Les données antérieures à 1967 additionnent, pour chacune des deux provinces, les inscriptions dans les écoles normales, les écoles d'infirmières et les instituts de technologie. Par la suite, la tendance au Québec comprend l'effectif des secteurs préuniversitaire et technique des cégeps après la 11^e année de scolarité. En Ontario, elle suit principalement l'effectif des programmes techniques des collèges communautaires après la 12^e ou la 13^e année de scolarité. La [figure 1](#) rapporte, pour chaque province, le nombre de personnes inscrites par millier de jeunes de 18 à 21 ans dans la population totale.

Jusqu'en 1966, les inscriptions suivent des trajectoires quasi parallèles dans les deux provinces³. À partir de 1967, elles commencent à diverger. Au Québec, grâce à l'ouverture des programmes préuniversitaires de deux ans et à la croissance rapide des inscriptions dans les programmes techniques de trois ans, l'effectif collégial total a presque sextuplé entre le milieu des années 1960 et le milieu des années 1990. Depuis, il a continué à augmenter, mais plus modérément. Les jeunes du Québec affichent une

préférence marquée pour le secteur préuniversitaire de deux ans par rapport au secteur technique de trois ans. Cependant, il y a eu et il continue d'y avoir en tout temps plus de personnes inscrites dans les programmes techniques que dans les programmes préuniversitaires, parce qu'il faut un an de plus pour obtenir le DEC dans le secteur technique de trois ans que dans le secteur préuniversitaire de deux ans, d'une part, et que plusieurs nouveaux programmes techniques d'un an ou de deux ans conduisant à une simple *attestation d'études collégiales* (AEC) ont été ajoutés à partir de 1980. Chaque année depuis 50 ans, le gouvernement octroie toujours beaucoup plus de DEC préuniversitaires de deux ans que de DEC techniques de trois ans ([Ministère de l'Éducation 2014](#); [Statistique Canada 2020a](#)). En matière de transfert à l'université, environ 25 pour cent des diplômé·e·s du secteur technique ont été admis·e·s à l'université au cours des années récentes, fréquemment dans le contexte d'ententes dites de *DEC-BAC* entre les cégeps et les universités.

Effectif universitaire

Un objectif primordial de la réforme collégiale du Québec était de promouvoir la fréquentation universitaire. La comparaison entre le Québec et l'Ontario doit donc se poursuivre au niveau universitaire. La [figure 2](#) présente les tendances de l'effectif universitaire en équivalent temps plein (ETP) dans les deux provinces de 1962 à 2018⁴. De 1962 jusqu'à l'ouverture des premiers cégeps et CAAT en 1967, les deux trajectoires provinciales suivent des tendances parallèles⁵. Mais dès la fondation des cégeps, le taux de fréquentation en ETP s'affaisse soudain de 20

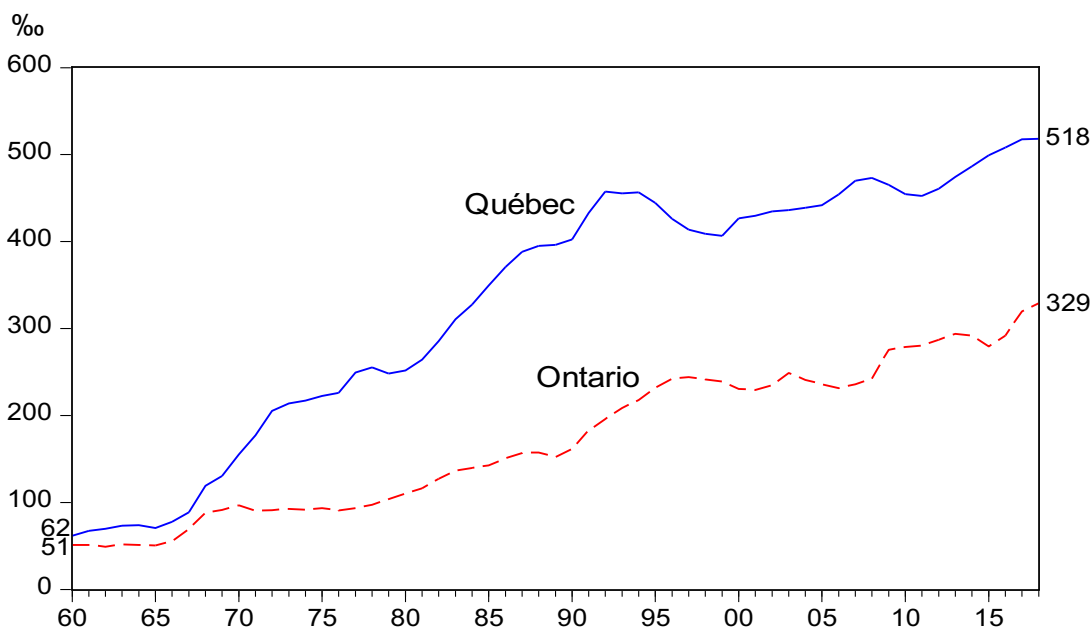


Figure 1 : Effectif postsecondaire non universitaire à temps plein par millier de jeunes de 18 à 21 ans en Ontario et au Québec, 1960-2018

Source : [Statistique Canada \(1983, 2020a\)](#).

pour cent dans les universités québécoises, en raison de la réduction de la durée du baccalauréat universitaire de quatre à trois ans et de l'abolition progressive des collèges classiques, dont les quatre dernières années étaient classées antérieurement au niveau universitaire par Statistique Canada. Pendant ce temps, de 1966 à 1971 en Ontario, le taux de fréquentation universitaire en ETP faisait un bond de 60 pour cent.

La figure 2 fait ressortir une évolution intéressante qui se produit entre 1976 et 1986. En dépit du fait que le baccalauréat universitaire perd une année entière à l'avantage du DEC préuniversitaire, le taux de fréquentation universitaire en ETP s'accroît si rapidement au Québec qu'il rattrape le taux ontarien correspondant. Au cours de ces dix années, les taux de fréquentation à temps plein et à temps partiel progressent tous les deux plus vite au Québec qu'en Ontario. Le taux de fréquentation à temps plein augmente de 12,3 points de pourcentage au Québec et de 4,9 points de pourcentage en Ontario ; le taux de

fréquentation à temps partiel, de 14,6 points au Québec et de 3,9 points en Ontario. Dans les 32 années qui suivent (1987 à 2018), les taux de fréquentation universitaire en ETP continuent à progresser dans les deux provinces et la différence entre eux reste faible en moyenne, en dépit de fluctuations épisodiques. Le tableau 1 souligne deux tendances frappantes qui marquent la fréquentation universitaire des années 1987 à 2018. La première est que le temps partiel est devenu une caractéristique majeure de l'éducation universitaire au Québec. Sur l'ensemble de la période, les inscriptions à temps partiel représentent 69 pour cent des inscriptions à temps plein. À un moment donné, dans la seconde moitié des années 1980, les personnes inscrites à temps partiel sont même plus nombreuses que les personnes inscrites à temps plein dans les universités québécoises. En comparaison, au cours de la même période, le rapport temps partiel/temps plein en Ontario s'élève à 31 pour cent en moyenne et ne dépasse en aucun temps 50 pour cent.

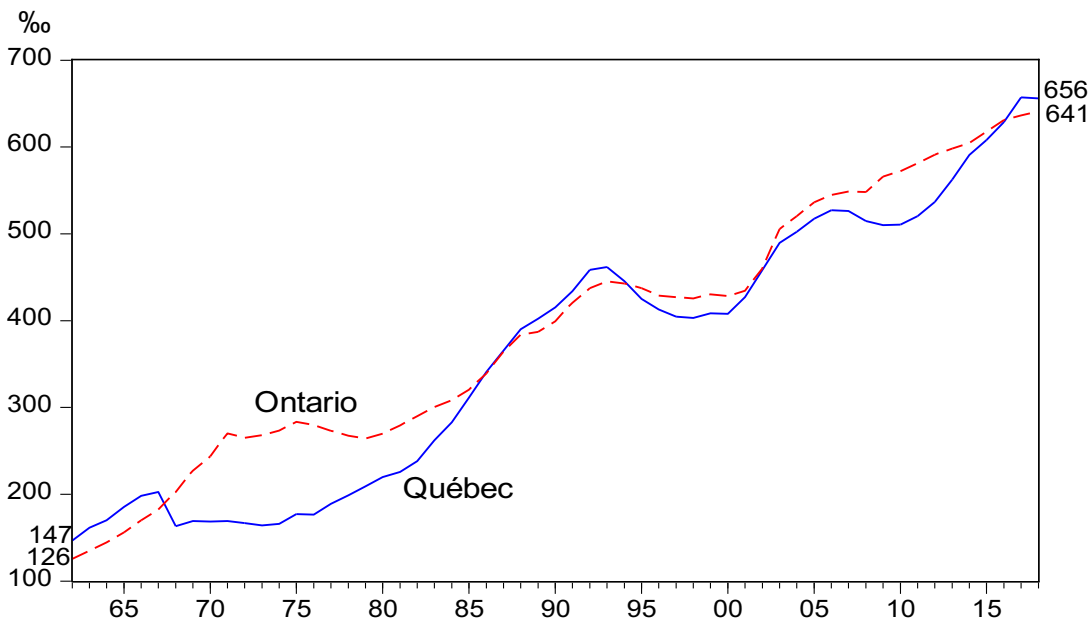


Figure 2 : Effectif universitaire en équivalent temps plein par millier de jeunes de 18 à 21 ans en Ontario et au Québec, 1962-2018

Sources : Statistique Canada (1983, 2020a); Van Dromme (1984).

Tableau 1 : Effectif universitaire à temps plein et à temps partiel par millier de jeunes de 18 à 21 ans en Ontario et au Québec, moyennes pour la période de 1987 à 2018

Régime d'études	Québec (‰)	Ontario (‰)	Ratio : Québec/Ontario
Temps plein	410	462	0,89
Temps partiel	268	131	2,09
Équivalent temps plein (ETP)	487	500	0,98
Ratio : temps partiel/temps plein	0,69	0,31	...

Source : Statistique Canada (1983, 2020a); Van Dromme (1984).

Note : Les ratios Québec/Ontario et Temps partiel/temps plein pour 1987-2018 sont les moyennes des ratios annuels.

La seconde tendance frappante dans le [tableau 1](#) est que le taux de fréquentation universitaire en ETP des deux provinces est à peu près le même de 1987 à 2018, la moyenne québécoise équivalant à 98 pour cent de la moyenne ontarienne. Cela résulte non seulement d'un taux à temps partiel deux fois plus important au Québec qu'en Ontario, mais aussi d'un taux à temps plein du Québec équivalant à 89 pour cent de celui de l'Ontario. L'importance de ce taux comparatif à temps plein du Québec surprend, car il est établi après que le transfert au niveau collégial d'une des quatre années du premier cycle universitaire a amputé la durée du baccalauréat de 25 pour cent dans les universités québécoises. Le ratio Québec/Ontario moyen de 89 pour cent pour le temps plein indique donc que la propension des jeunes du Québec à fréquenter l'université à temps plein est comparativement forte depuis 40 ans.

Nombre total d'années d'études terminées

En passant de la simple fréquentation des établissements à la scolarisation terminée, il faut se rappeler que les interventions provinciales des années 1960 visaient à accroître à la fois le nombre total d'années d'études terminées et l'acquisition de qualifications postsecondaires (certificats, diplômes et grades) parmi les jeunes. Les [figures 3](#) à [5](#) et les [tableaux 2](#) à [4](#) résument les progrès du Québec et de l'Ontario quant à ces deux aspects connexes de la scolarisation⁶.

La [figure 3](#) présente nos estimations du nombre total d'années d'études terminées, de la première année du

primaire jusqu'à l'université, par les jeunes adultes de 25 à 34 ans au Québec et en Ontario depuis 50 ans. En 1971, les premières cohortes de cette catégorie d'âge ont été scolarisées avant l'arrivée des cégeps et des CAAT. Les proportions des cohortes suivantes qui sont assez jeunes pour passer par les nouvelles institutions augmentent ensuite régulièrement de recensement en recensement, jusqu'à ce que la totalité des 25 à 34 ans soit touchée par les réformes, à partir de 1986 en Ontario et de 1991 au Québec.

La [figure 3](#) fait ressortir deux phénomènes. Premièrement, le nombre total d'années de scolarité progresse continuellement dans les deux provinces au cours des 50 années qui s'écoulent de 1971 à 2020. Deuxièmement, bien qu'en Ontario les jeunes terminent toujours plus d'années d'études que leurs compatriotes au Québec, leur avantage de 1,2 année de scolarité en 1971 diminue à 0,2 année en 1991. La différence Ontario-Québec se maintient ensuite à ce niveau jusqu'en 2020. Cette réduction une fois pour toutes d'une année de scolarité dans l'écart interprovincial de 1971 à 1991 peut s'interpréter en partie par l'adaptation des comportements aux changements institutionnels des années 1960, laquelle a pu s'étaler sur plusieurs années et plusieurs cohortes. Dans cette optique, cet ajustement des comportements à long terme se termine vers le début des années 1990 et il est suivi jusqu'à nos jours par une stabilisation de l'écart de scolarisation entre les deux provinces (en supposant pour la forme qu'aucune nouvelle perturbation majeure ne l'ait affecté).

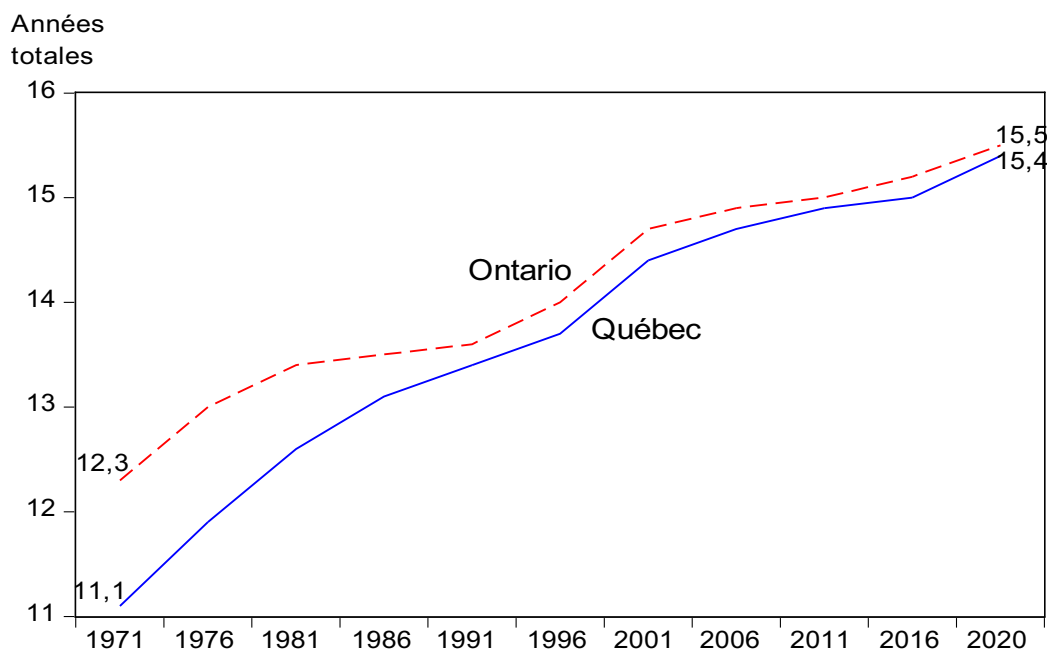


Figure 3 : Nombre total d'années d'études terminées en moyenne par les jeunes adultes de 25 à 34 ans en Ontario et au Québec, années de recensement 1971-2016 et 2020

Sources : [Statistique Canada \(2020b, 2020c\)](#) ; calculs des auteurs.

Qualifications postsecondaires

La [figure 4](#) montre comment la progression du nombre total d'années de scolarité se traduit en acquisition de qualifications postsecondaires (certificats, diplômes et grades) par les cohortes successives de jeunes adultes de 25 à 34 ans au cours de la période de 50 ans de 1971 à 2020⁷. On constate que le pourcentage des Québécois·e·s qui acquièrent des qualifications gagne cumulativement 12 points sur celui des Ontarien·ne·s, puisqu'il passe de huit points au-dessous (35 pour cent contre 43 pour cent) en 1971 à quatre points au-dessus (79 pour cent contre 75 pour cent) en 2020.

Toutefois, la [figure 4](#) cache le fait que l'avantage global du Québec en qualifications postsecondaires est le résultat net d'une performance supérieure au-dessous du baccalauréat, inférieure au niveau du baccalauréat et semblable au-dessus du baccalauréat. Le [tableau 2](#) illustre

ce phénomène avec les données de l'année 2020. On y observe que l'avantage net de quatre points du Québec sur l'Ontario est égal à la différence entre son avance de dix points en certificats et diplômes au-dessous du baccalauréat et son retard de six points en grades de baccalauréat. Au-dessus du baccalauréat, c'était la parité de grades entre les deux provinces.

Au-dessous du baccalauréat, le taux de diplomation au Québec a été propulsé initialement par le succès des étudiant·e·s des deux secteurs du DEC (le préuniversitaire et le technique). Comme l'indique le [tableau 3](#), de 1976 à 1996 le pourcentage de la population d'âge postsecondaire qui obtient un DEC passe de 14 à 25 pour cent dans le secteur préuniversitaire et de 8 à 14 pour cent dans le secteur technique. Les étudiants qui sortent des cégeps avec des certificats ou des attestations de niveau inférieur au DEC sont peu nombreux. Depuis 1996, cependant, un virage

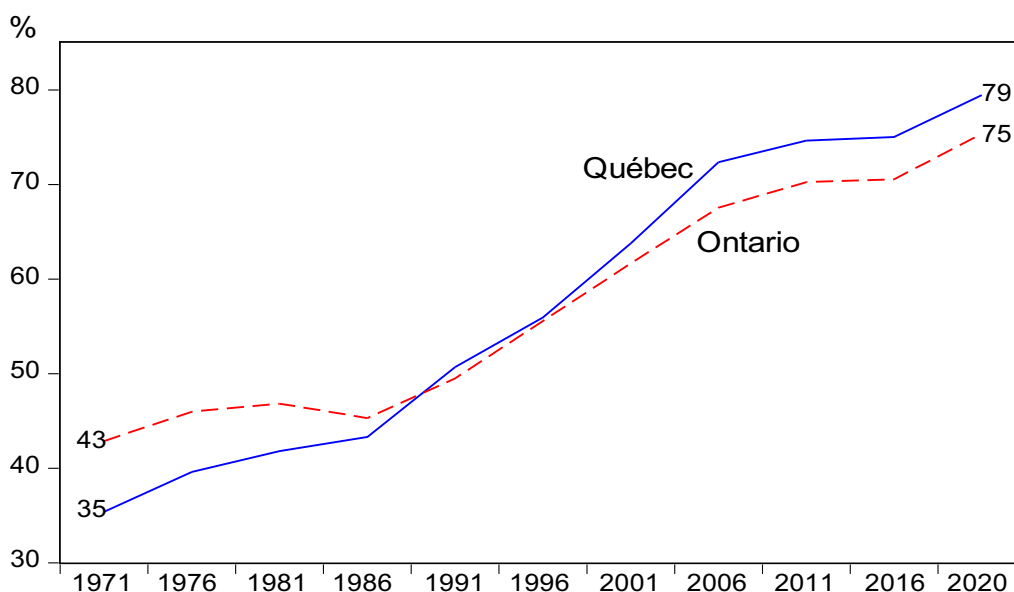


Figure 4 : Pourcentage des jeunes adultes de 25 à 34 ans dont le plus haut niveau de qualification atteint est un certificat, un diplôme ou un grade postsecondaire, en Ontario et au Québec, années de recensement 1971-2016 et 2020

Sources : [Statistique Canada \(2020b; 2020c\)](#); calculs des auteurs.

Tableau 2 : Pourcentage des jeunes adultes de 25 à 34 ans dont le plus haut certificat, diplôme ou grade obtenu est une qualification postsecondaire inférieure, égale ou supérieure au baccalauréat en Ontario et au Québec en 2020

Plus haute qualification postsecondaire	Québec (%)	Ontario (%)	QC moins ON (pp)
Inférieure au baccalauréat ^a	42	32	+10
Égale au baccalauréat	24	30	-6
Supérieure au baccalauréat	14	14	0
Total du postsecondaire	79	75	+4

Sources : [Statistique Canada \(2020b; 2020c\)](#); calculs des auteurs.

^a Comprend les certificats et diplômes universitaires inférieurs au baccalauréat et tous les certificats et diplômes postsecondaires non universitaires.

Tableau 3 : Pourcentage de la population d'âge postsecondaire ayant obtenu divers types de qualifications de niveau collégial^a au Québec, années 1976, 1996, 2011 et 2018

Type de qualification	1976	1996	2011	2018
DEC préuniversitaire	14	25	25	26
DEC technique	8	14	14	15
Certificat ou attestation	1	1	9	11
Total	22	39	49	52

Sources : [Ministère de l'Éducation du Québec \(2014\)](#); [Institut de la statistique du Québec \(2020\)](#); calculs des auteurs.

^a La notion de « pourcentage de la population d'âge postsecondaire ayant obtenu divers types de qualifications » employée ici est mathématiquement semblable à celle d'« indice synthétique de fécondité » largement utilisée par les démographes.

Tableau 4 : Répartition des certificats, attestations et grades de premier cycle octroyés par les universités du Québec et de l'Ontario par type de qualification en 2018 (en pourcentage)

Type de qualification de premier cycle	Québec	Ontario
Baccalauréats ou équivalents	58	98
Certificats et attestations de programmes courts	42	2
Total des qualifications de premier cycle	100	100

Source : [Statistique Canada \(2020a\)](#).

s'est produit. Le pourcentage de jeunes qui obtiennent l'un ou l'autre des deux types de DEC ne change guère, mais le pourcentage qui obtient des certificats ou des attestations connaît une expansion rapide, puisqu'en 2018 il compte pour 21 pour cent de l'ensemble des étudiant·e·s ayant acquis une qualification quelconque de niveau collégial (11/52).

La [figure 5](#) montre que le désavantage des 25 à 34 ans au Québec par rapport à l'Ontario en matière d'obtention de grades universitaires au niveau du baccalauréat ou au-dessus, tel qu'il est rapporté dans le [tableau 2](#) pour 2020, passe de trois points de pourcentage en 1996 à six points en 2020. Cette détérioration de la position comparative des jeunes adultes du Québec de 1996 à 2020 est essentiellement attribuable à leur piètre performance relative quant à l'obtention de grades de baccalauréat, car au niveau des cycles supérieurs, ils et elles font aussi bien que leurs compatriotes de l'Ontario.

Le contraste est saisissant, entre ce résultat montrant le recul du Québec relativement à l'Ontario en matière de grades obtenus et la démonstration faite par la [figure 2](#) et le [tableau 1](#) que la fréquentation universitaire est à peu près la même au Québec qu'en Ontario depuis 1987, en termes d'équivalent temps plein. Pourquoi donc l'acquisition de grades de baccalauréat au Québec reste-t-elle significativement inférieure à celle de l'Ontario, en dépit de taux de fréquentation en ETP quasi identiques dans les deux provinces ? Une récente étude de [Lacroix et Maheu \(2017\)](#) sur les tendances universitaires suggère une explication

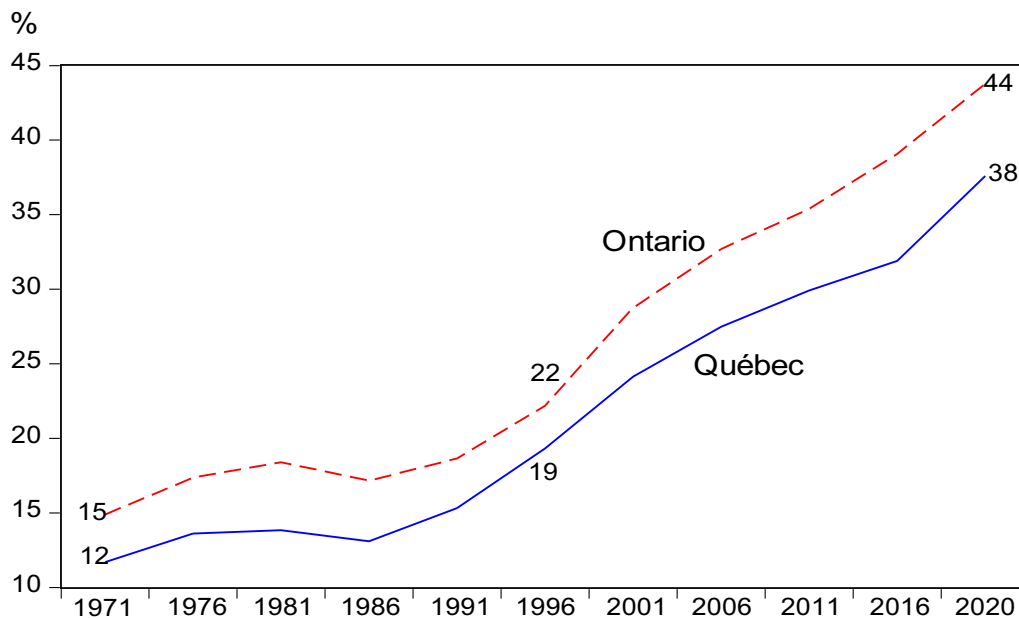


Figure 5 : Pourcentage des jeunes adultes de 25 à 34 ans dont le plus haut niveau de qualification atteint est un grade universitaire de niveau égal ou supérieur au baccalauréat, en Ontario et au Québec, années de recensement 1971-2016 et 2020

Sources : [Statistique Canada \(2020b, 2020c\)](#); calculs des auteurs.

intéressante. Ces auteurs se sont intéressés au développement et à la popularité croissante des programmes de cycles courts dans les universités québécoises depuis 25 ans. Ils montrent que si, au Québec, les personnes inscrites au premier cycle sont moins nombreuses à obtenir le baccalauréat qu'en Ontario, c'est parce qu'elles tendent, plus souvent qu'en Ontario, à s'inscrire dans ces programmes de cycles courts et à en obtenir les diplômes. Le [tableau 4](#) fait ressortir le contraste entre les deux provinces sous cet angle. En 2018, 42 pour cent des sanctions de premier cycle octroyées par les universités québécoises l'ont été pour des certificats et attestations des programmes courts, alors que ce pourcentage ne dépasse pas 2 pour cent en Ontario. Les facteurs d'offre et de demande qui pourraient expliquer cette concentration dans les programmes et diplômes courts au Québec ne sont pas encore très bien compris. La recherche future devra évidemment les examiner avec plus d'attention⁸.

Effet sur les premières cohortes traitées

Études antérieures

Un grand nombre de facteurs causaux influent sur les taux de participation, la réussite scolaire et le niveau d'études atteint dans l'enseignement postsecondaire. Plusieurs auteur·e·s utilisent des microdonnées canadiennes pour étudier les déterminants individuels et familiaux de l'abandon scolaire ([Shaienks, Gluszynski et Bayard 2008](#)), du taux de participation ([Lefebvre et Merrigan 2010](#) ; [Finnie, Childs et Wismer 2011](#) ; [Finnie et Mueller 2017](#)) ou de la réussite scolaire ([Guay et al. 2020](#)). Ils et elles identifient divers facteurs importants, comme les résultats scolaires, les scores en lecture, l'éducation et le revenu des parents, la santé, la langue, la région, l'âge, le sexe et le statut d'immigrant·e. Toutefois, ce type d'études ne permet pas d'isoler les effets propres de la structure institutionnelle provinciale, comme le cégep au Québec ou le collège communautaire dans d'autres régions, sur la fréquentation et la performance scolaires des personnes. Ces effets propres se confondent avec d'autres influences, dans les coefficients estimés de variables binaires provinciales qui apparaissent dans les équations regroupant des microdonnées pour l'ensemble du Canada, ou encore dans les différences entre coefficients de diverses variables explicatives qui font partie d'équations provinciales estimées séparément.

[Rouse \(1995\)](#) est la première à avoir tenté de cerner l'effet de l'accès aux collèges communautaires de deux ans sur le niveau de scolarité atteint aux États-Unis, où le passage à l'université est généralement possible après l'obtention du diplôme collégial. Elle supposait que l'effet pouvait être négatif ou positif. Du côté négatif (appelé « diversion »), l'hypothèse est que les collèges communautaires détournent les jeunes de l'université en leur offrant la satisfaction d'obtenir un premier diplôme

postsecondaire en deux ans, au lieu de se lancer dans un programme de quatre ans pour acquérir un grade de baccalauréat à l'université. Du côté positif (appelé « démocratisation »), l'hypothèse est que les collèges communautaires se trouvent à élargir les possibilités de carrière pour les jeunes qui ne sont pas, à la fin de leurs études secondaires, admissibles à l'université. Afin de capter correctement l'effet net de ces deux influences contraires, Rouse se sert de la distance physique au collège comme variable instrumentale pour isoler un traitement convergent, au moyen des données longitudinales du High School and Beyond Survey produit par le ministère de l'Éducation des États-Unis, le U.S. Department of Education. Dans l'ensemble, ses estimations indiquent qu'au net, l'accès aux collèges communautaires fait augmenter le nombre total d'années de scolarité et qu'il ne fait pas diminuer la probabilité d'obtenir un baccalauréat pour les jeunes que décourageait au départ un curriculum de quatre ans.

Au Canada, jusqu'ici, la recherche portant spécifiquement sur les cégeps a surtout cherché à mesurer les incitatifs pécuniaires et non pécuniaires pouvant exercer une influence sur le nombre total d'années de scolarité. Du côté pécuniaire, [Montmarquette, Vaillancourt et Milord \(2021\)](#) ont estimé récemment qu'en 2015, au Québec, un investissement total de cinq ans dans un DEC préuniversitaire de deux ans suivi d'un baccalauréat universitaire de trois ans procure un rendement réel privé de 14 pour cent pour les garçons et de 16 pour cent pour les filles, avec une hétérogénéité importante, néanmoins, autour de ces moyennes.

Du côté non pécuniaire, une étude antérieure de [Fortin et Van Audenrode \(2017\)](#) suggère plusieurs éléments potentiels. Premièrement, le cégep libère les jeunes de la discipline et de la fatigue de l'école secondaire dès la fin de la 11^e année à l'école. Deuxièmement, la structure institutionnelle du cégep fait passer l'étudiant·e de l'école secondaire à l'université en deux petites étapes plutôt qu'en un grand saut unique. Il est possible que cette transition plus douce corresponde mieux au développement psychologique et cognitif des jeunes ([Piaget 1971](#)). Sur le plan culturel, « aller au cégep » est devenu progressivement une espèce de « rite de passage » naturel de l'adolescence à la vie adulte, au Québec. Troisièmement, la formation au cégep évite la spécialisation prématurée. En route vers l'université ou le marché du travail, les jeunes savent que le changement d'orientation demeure possible, souvent au sein du même cégep, sans obstacle au transfert de leurs crédits ni pénalité financière. Quatrièmement, les établissements sont bien répartis géographiquement dans toutes les régions. Il y a un cégep à proximité de la plupart des villes et villages. La faible distance moyenne entre l'école et la maison peut sourire aux jeunes et à leurs parents. De plus, la fondation de six établissements du réseau de l'Université du Québec, à Montréal, à Trois-Rivières, à

Chicoutimi, à Rimouski, à Gatineau et à Rouyn-Noranda, de même que celle de l'Université Concordia, à Montréal, a aidé à absorber le flot croissant des titulaires de DEC préuniversitaires partout dans la province.

Aucune étude des avantages pécuniaires ou non pécuniaires du cégep n'a cependant cherché à répondre à la question pratique, posée par Rouse, de savoir si, au net, l'effet de l'institution elle-même sur le niveau de scolarité atteint était négatif ou positif. Lewis (2003) est le premier chercheur à avoir tenté une réponse, en se servant d'un ensemble assez large de microdonnées canadiennes. Il applique une méthode de différence de différences (DDD) à un regroupement des échantillons à 3 pour cent de trois recensements canadiens, soit ceux de 1986, de 1991 et de 1996. Il compare la scolarité des anglophones né·e·s au Québec, mais résidant n'importe où au Canada, à celle de divers groupes contrôles de résident·e·s canadien·e·s né·e·s au pays. Son estimation de DDD est égale à la différence entre les écarts de scolarité intergroupes observés juste avant l'instauration des cégeps et juste après. En résumé, il montre que l'avènement des cégeps vers la fin des années 1960 entraîne une hausse significative d'environ un tiers d'année de scolarité pour les hommes comme pour les femmes, de même qu'une hausse d'environ dix pour cent des taux de diplomation à l'université.

Le nombre total d'années de scolarité comme indicateur

Dans la suite, nous élargissons et modifions l'étude de Lewis de trois façons : 1) nous utilisons l'échantillon à 20 pour cent du Recensement de 2001 (Statistique Canada 2001), plutôt que les échantillons à 3 pour cent des trois recensements précédents ; 2) nous étudions la grande population francophone du Québec et pas seulement sa petite population anglophone ; et 3) nous resserrons les définitions de ces deux groupes linguistiques. Nous isolons l'effet de l'avènement des cégeps en comparant, d'une part, les différences observées entre les niveaux moyens de scolarité des groupes traités du Québec et ceux de groupes contrôles de l'Ontario avant l'arrivée des cégeps avec, d'autre part, les différences réalisées entre ces mêmes groupes juste après que les cégeps ont commencé leurs activités.

Notre étude porte donc sur l'effet que l'introduction des cégeps entre 1967 et 1972 a initialement sur la scolarité. À cette fin, nous concentrons notre attention sur l'effet de l'innovation « cégep » sur le nombre total d'années de scolarité et nous omettons son impact sur l'acquisition de qualifications spécifiques. Une considération pratique d'importance, ici, est que la réforme postsecondaire des années 1967-1972 produit un réaménagement considérable des qualifications scolaires. Ce grand remue-ménage rend complexe à estimer et difficile à interpréter les effets de la réforme sur l'acquisition des divers certificats, diplômes et grades⁹.

Par exemple, le baccalauréat universitaire perd une année à l'avantage du cégep. Deux années de l'ancien cours classique, classées au niveau universitaire par Statistique Canada, sont abolies. Le passage obligatoire par le cégep ajoute deux années à la durée des études des anglophones qui veulent entrer à l'université (durée qui passe de 11 à 13 ans). La formation technique est partagée de diverses façons entre le secteur professionnel du secondaire et le secteur technique du cégep. Pour la formation des enseignants, l'ancien Brevet A de quatre ans décerné par les écoles normales est remplacé par un cursus de cinq ans composé de deux années préuniversitaires au cégep et de trois années de baccalauréat à l'université. Le diplôme de soins infirmiers, qui s'obtenait en quatre ans après la 11^e année, n'exige plus qu'un DEC technique de trois ans.

Il est vrai que ces nombreux changements institutionnels imposés par la réforme collégiale influent également sur le nombre total d'années de scolarité lui-même. Néanmoins, la mesure du nombre total d'années de scolarité contourne une bonne partie de cette complexité institutionnelle en fournissant un indicateur sensiblement plus facile à interpréter de l'effet net de la réforme sur l'accumulation totale (bien que non pondérée) de capital humain¹⁰.

Périodes de traitement

Nous construisons notre procédure de DDD comme suit. Nous extrayons du Recensement de 2001 les populations de résident·e·s francophones et anglophones du Québec et de résident·e·s de l'Ontario de chaque sexe qui sont né·e·s au Canada entre 1944 et 1956 et dont la province de naissance est la même que la province de résidence. Étant donné qu'à cette époque – comme encore aujourd'hui –, la plupart des jeunes entrent au cégep après la 11^e année du secondaire, à l'âge de 17 ou 18 ans, et que les cégeps sont créés au cours de la période 1967–1972, ces 13 cohortes, de 1944 à 1956, couvrent cinq années de la période antérieure aux cégeps et deux années de la période postérieure à la création de l'ensemble des cégeps. Les cinq années de la période précégep forment une durée assez longue (sans reculer trop loin dans le passé) pour vérifier si les niveaux de scolarité atteints par les groupes traités et les groupes contrôles ont évolué de manière parallèle au cours de la période prétraitement. Le résultat de cet examen du parallélisme des tendances sera utile pour évaluer la fiabilité des DDD en tant qu'estimateurs des effets de la réforme collégiale sur les années de scolarité.

Nous analysons quatre paires de groupes de traitement et de contrôle. Les deux premières comparent les groupes traités d'hommes et de femmes francophones du Québec aux groupes contrôles du même sexe de l'Ontario. La plupart des cégeps de langue française ont ouvert leurs portes entre 1967 et 1971. Nos estimateurs de DDD comparent la première cohorte complètement postcégep, née en 1954

et âgée de 17 ans en 1971, à la dernière cohorte précépeg, née en 1948 et âgée de 18 ans en 1966¹¹. Les deux autres paires de groupes de traitement et de contrôle comparent les groupes d'hommes et de femmes anglophones traités du Québec aux groupes contrôles du même sexe de l'Ontario. Les cégeps de langue anglaise ont ouvert entre 1969 et 1972. Dans leur cas, nos estimateurs comparent la première cohorte entièrement postcépeg, née en 1955 et âgée de 17 ans en 1972, à la dernière cohorte précépeg, née en 1950 et âgée de 18 ans en 1968.

Toutefois, nous reconnaissons qu'on ne peut considérer les bornes de 1948 et 1954 pour les francophones et de 1950 et 1955 pour les anglophones comme limites exactes des périodes de traitement. Dans le cas des francophones, un certain nombre, né·e·s en 1948 ou auparavant, a étudié au cépeg lorsqu'ils et elles avaient 19 ans ou plus, en 1967 ou après. Bien que ce nombre soit modeste, nous présentons, par mesure de précaution, des estimations supplémentaires de DDD qui redéfinissent le dernier groupe de francophones précépeps en y incluant les personnes qui sont nées en 1947 ou en 1948. De façon analogue dans le cas des anglophones, nous présentons des estimations supplémentaires de DDD qui ajoutent la cohorte née en 1949 à celle de 1950 dans leur dernier groupe précépeg.

De manière symétrique, nous étendons aussi l'expérimentation à deux cohortes de naissance postcépeg plutôt qu'à une seule, afin de considérer une période d'adaptation au nouveau contexte, tant pour les institutions que pour les jeunes, dans la période qui suit immédiatement la pleine couverture géographique de la province par la réforme collégiale. Les estimations supplémentaires de DDD que nous présentons sur cette base captent ainsi le comportement postcépeg de l'ensemble des francophones né·e·s dans l'une ou l'autre des années 1954 ou 1955 et de l'ensemble des anglophones né·e·s dans l'une ou l'autre des années 1955 ou 1956. Nous n'étendons pas cependant nos échantillons à plus de deux années posttraitement, afin de ne pas exposer nos estimations de DDD à l'influence croissante de facteurs externes n'ayant rien à voir avec la réforme collégiale.

Nous présentons donc deux estimations de DDD pour chacune de nos quatre paires de groupes de traitement et de contrôle. La première utilise des bornes « minces », qui délimitent la période de traitement au moyen des années de naissance uniques : 1948 et 1954 pour les francophones et 1950 et 1955 pour les anglophones. La seconde estimation emploie des bornes « épaisses », où les limites précépeg et postcépeg de la période de traitement comprennent deux années de naissance chacune, soit 1947+1948 et 1954+1955 pour les francophones, et 1949+1950 et 1955+1956 pour les anglophones.

Groupes linguistiques

Notre classification des résident·e·s du Québec né·e·s dans la province et identifié·e·s comme anglophones ou

francophones est basée sur les réponses aux questions 13 et 16 du questionnaire complet du Recensement de 2001 (Statistique Canada 2001). Les hommes et les femmes anglophones proviennent de deux groupes : 1) les résident·e·s du Québec né·e·s dans cette province dont la langue maternelle est l'anglais et qui peuvent soutenir une conversation soit en anglais seulement, soit dans les deux langues officielles en 2001, et 2) les résident·e·s du Québec né·e·s dans cette province dont la langue maternelle est une langue non officielle et qui peuvent soutenir une conversation en anglais seulement en 2001. De façon analogue, nous considérons deux groupes comme francophones : 1) les résident·e·s du Québec né·e·s dans cette province dont la langue maternelle est le français et qui peuvent soutenir une conversation soit en français seulement, soit dans les deux langues officielles en 2001, et 2) les résident·e·s du Québec né·e·s dans cette province dont la langue maternelle est une langue non officielle et qui peuvent soutenir une conversation en français seulement en 2001.

Les groupes d'hommes et de femmes anglophones que nous traitons ainsi sont des sous-ensembles stricts de ceux définis par Lewis (2003). Nous imposons deux restrictions à sa définition de groupe linguistique. En premier lieu, ses groupes d'anglophones tirés des Recensements de 1986, 1991 et 1996 incluent tous les répondant·e·s qui étaient né·e·s au Québec en 1951 ou après (donc âgé·e·s de 18 ans en 1969 ou après) et qui étaient résident·e·s du Canada à l'une ou l'autre de ces trois dates de recensement. Sa définition se base sur leur province de naissance parce que les données des recensements n'indiquent pas leur province de résidence à l'âge d'entrée au collège (17 ou 18 ans). Cela soulève cependant le problème qu'un bon nombre de Canadiens ou de Canadiennes né·e·s au Québec en 1951 ou après, fort probablement plus de 20 pour cent, a quitté le Québec pour d'autres régions du Canada avant d'atteindre l'âge de 18 ans et n'a donc pas été traité par la réforme collégiale québécoise¹².

En second lieu, Lewis incluait parmi les anglophones tous les résidents et toutes les résidentes du Canada qui étaient né·e·s au Québec et dont la langue maternelle est une langue non officielle (souvent des immigrant·e·s de seconde génération), à condition qu'ils puissent soutenir une conversation dans les deux langues officielles en date du recensement. Cela ne permet toutefois pas de savoir dans laquelle des deux langues officielles ces personnes fonctionnaient habituellement ni si l'établissement post-secondaire qu'elles ont ou auraient fréquenté au Québec est ou aurait été de langue anglaise ou de langue française.

Nous ne retenons aucun de ces deux groupes dans nos échantillons d'anglophones traités. Nos anglophones n'incluent que les personnes pour qui le Québec est la province de naissance et la province de résidence au Recensement en 2001. De plus, si leur langue maternelle n'est ni l'anglais ni le français, nous ne retenons que les personnes qui affirment que l'anglais est la seule langue

officielle dans laquelle elles peuvent soutenir une conversation. Il faut cependant s'attendre à ce que l'élimination de biais potentiels dans nos échantillons d'anglophones mène à des estimations des effets des cégeps différentes de celles de Lewis, lesquelles se résument à une hausse d'environ un tiers d'année de scolarité pour les hommes comme pour les femmes.

Modèle et estimation de DDD

Nous allons donc estimer huit équations linéaires statistiques pour notre ensemble de deux groupes linguistiques, de deux sexes et de deux définitions des bornes de la période de traitement. Elles sont de la forme suivante :

$$(1) S_i = (\gamma_b * B_i + \gamma_a * A_i) * C_i + (\tau_b * B_i + \tau_a * A_i) * T_i + \varepsilon_i.$$

Les observations de chaque équation estimée comprennent tous les membres *i* des groupes de traitement et de contrôle de la langue et du sexe choisis dont l'année de naissance tombe dans l'une ou l'autre des périodes d'une ou de deux années qui délimitent la période de traitement. Dans le membre de gauche de l'équation, la variable à expliquer S_i est le nombre total d'années de scolarité du répondant ou de la répondante *i*. Il s'agit de la somme de ses réponses aux questions 26, 27 et 28 du questionnaire complet du Recensement de 2001, qui lui demandaient le nombre d'années d'études terminées, respectivement, aux niveaux élémentaire et secondaire, universitaire et postsecondaire non universitaire. Dans le membre de droite, C_i et T_i sont des variables binaires indicatrices de l'appartenance de *i* au groupe contrôle ou au groupe traité, respectivement. B_i et A_i sont aussi des variables binaires, qui spécifient les périodes de naissance bornant l'avant et l'après de la période de traitement. ε_i est une erreur aléatoire de moyenne nulle.

Dans chaque équation, il y a quatre paramètres à estimer : γ_b , γ_a , τ_b et τ_a . Ce sont, par construction, les moyennes des nombres totaux d'années de scolarité des membres des groupes de contrôles et des groupes traités dans les périodes de naissance précédant et suivant immédiatement la période de traitement. Étant donné que le questionnaire du recensement ne pose aucune question sur les caractéristiques personnelles ou familiales des répondants, aucune covariable de cette nature n'a pu être ajoutée au membre de droite de l'équation (1)¹³. Nous allons aborder plus bas la conséquence pratique de cette omission forcée de covariables.

En reportant les identités $C_i = 1 - T_i$ et $B_i = 1 - A_i$ dans l'équation (1), on obtient la forme équivalente :

$$(1^*) S_i = \gamma_b + (\tau_b - \gamma_b) * T_i + (\gamma_a - \gamma_b) * A_i + [(\tau_a - \tau_b) - (\gamma_a - \gamma_b)] * A_i * T_i.$$

Par définition, le paramètre de DDD à estimer est égal à la différence entre les niveaux observés du traitement et du contrôle après l'intervention ($\tau_a - \gamma_a$), moins la différence

entre leurs niveaux observés avant l'intervention ($\tau_b - \gamma_b$). On voit que cette différence peut être lue directement comme le coefficient de la variable d'interaction $A_i * T_i$, qu'on obtiendra en estimant l'équation (1*) par moindres carrés.

Les résultats statistiques sont résumés dans le [tableau 5](#). La colonne (1) nomme celui des deux groupes linguistiques qui est traité. La colonne (2) rappelle la période pendant laquelle les nouveaux cégeps de ce groupe linguistique ont été lancés. La colonne (3) indique s'il s'agit d'hommes ou de femmes. Les colonnes (4) et (5) présentent les effets de DDD et leurs écarts-types robustes, estimés en fonction d'une période de traitement bornée par des périodes de naissance d'une année ou de deux années¹⁴. On constate immédiatement que, pour chacun des deux groupes linguistiques et des deux sexes, les estimations des effets de DDD sont plus précises avec les bornes de deux années qu'avec celles d'une seule année.

Les résultats sont différents selon le groupe linguistique. Nos grands échantillons d'hommes et de femmes francophones produisent des effets estimés de DDD partout positifs, importants et précis. Ils permettent de croire que l'avènement des cégeps en milieu francophone a entraîné des hausses de scolarité qui varient de 0,34 à 0,51 année et sont associées respectivement à des écarts-types de 0,09 et de 0,05 année. Dans le cas de nos échantillons restreints d'anglophones, les effets estimés de DDD sont algébriquement plus petits, moins précis, et différents selon le sexe. Pour les femmes, les résultats sont positifs, ils varient de 0,30 à 0,39 année et sont respectivement associés à des écarts-types de 0,24 et de 0,16 année. Pour les hommes, les effets ponctuels estimés sont négatifs, allant de -0,21 à -0,10, mais ils s'accompagnent d'importants écarts-types qui dénotent un degré élevé d'hétérogénéité dans la réaction.

Une question importante au sujet des résultats du [tableau 5](#) est de savoir s'ils peuvent souffrir de biais d'estimation importants, en raison du fait qu'aucune covariable explicative concernant les caractéristiques personnelles ou familiales des répondant·e·s n'est incluse dans la liste des régresseurs de l'équation (1*). On peut en fait démontrer que de tels biais seront présents si et seulement si la réforme produit des effets de différence de différences sur ces covariables omises elles-mêmes. Nous croyons cependant peu probable que les différences entre le groupe traité et le groupe contrôle concernant ces caractéristiques personnelles et familiales aient changé de façon significative juste au moment où les cégeps ont été introduits. Les biais d'estimation qui s'ensuivent devraient par conséquent être modestes ou négligeables. La prudence reste néanmoins de bon conseil dans l'évaluation des résultats du [tableau 5](#).

Tests de tendances parallèles prétraitement

La colonne (6) du [tableau 5](#) présente les statistiques *p* (ou valeurs en probabilité) des tests de l'hypothèse nulle du

Tableau 5 : Estimation par différences de différences (DDD) de l'effet de l'ouverture des cégeps sur le nombre total d'années de scolarité des hommes et des femmes de langue française et de langue anglaise au Québec au début des années 1970

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Groupe traité	Période d'ouverture	Sexe	Effet de DDD ^a (bornes d'un an) (é.-t. robuste)	Effet de DDD ^b (bornes de deux ans) (é.-t. robuste)	H ₀ : Tendances parallèles précégeps (statistique p)
Francophones du Québec	1967–1971	Hommes	0,340 (0,086)	0,492 (0,061)	Cohortes de 1944 à 1948 (0,29)
		Femmes	0,449 (0,077)	0,507 (0,054)	Cohortes de 1944 à 1948 (0,07)
Anglophones du Québec	1969–1972	Hommes	-0,104 (0,263)	-0,211 (0,188)	Cohortes de 1946 à 1950 (0,35)
		Femmes	0,296 (0,235)	0,388 (0,162)	Cohortes de 1946 à 1950 (0,15)

Notes : Les effets de la DDD sur le nombre total d'années de scolarité sont les coefficients de la variable d'interaction de l'équation (1*) du texte, obtenus par application de la méthode des moindres carrés à cette équation. Pour chaque groupe linguistique et chaque sexe, le groupe contrôle est formé de la population ontarienne du même sexe née au Canada. Les estimations utilisent partout les poids échantillonnaires du Recensement de 2001. Dans les colonnes (4) et (5), les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types robustes de White.

Source : Voir la description de la méthode dans le corps du texte.

^a L'effet de la DDD avec bornes d'un an est égal à la différence entre les années de scolarité du groupe traité et celles du groupe contrôle lors de la première année de naissance postcégep, moins la différence entre les années de scolarité du groupe traité et celles du groupe contrôle lors de la dernière année de naissance précégep. Il s'agit de 1954 moins 1948 pour les francophones et de 1955 moins 1950 pour les anglophones. Avant pondération des échantillons, les observations des groupes traités comprennent 16 990 hommes francophones, 17 675 femmes francophones, 1 095 hommes anglophones et 1 070 femmes anglophones.

^b L'effet de la DDD avec bornes de deux ans est égal à la différence entre les années de scolarité du groupe traité et celles du groupe contrôle lors des deux premières années de naissance postcégep, moins la différence entre les années de scolarité du groupe traité et celles du groupe contrôle lors des deux dernières années de naissance précégep. Il s'agit de 1954+1955 moins 1947+1948 pour les francophones et de 1955+1956 moins 1949+1950 pour les anglophones. Avant pondération des échantillons, les observations des groupes traités comprennent 33 965 hommes francophones, 35 215 femmes francophones, 2 205 hommes anglophones et 2 150 femmes anglophones.

parallélisme des tendances prétraitement du groupe traité et du groupe contrôle pour chacune des quatre paires de langues et de sexes étudiées.

Pour mettre les choses en contexte, observons au départ que, pour que les statistiques de DDD $(\tau_a - \gamma_a) - (\tau_b - \gamma_b)$ rapportées dans les colonnes (4) et (5) estiment fidèlement les effets de la réforme collégiale, il faut avoir confiance qu'en l'absence de cette innovation, la différence de scolarité entre le groupe traité et le groupe contrôle dans la première période de naissance postcégep $(\tau_a - \gamma_a)$ aurait été la même que leur différence dans la dernière période de naissance précégep $(\tau_b - \gamma_b)$ ou, de manière équivalente, que pendant la période de traitement, le changement dans le nombre d'années de scolarité $\tau_a - \tau_b$ du groupe traité aurait été le même que le changement dans le nombre d'années de scolarité $\gamma_a - \gamma_b$ du groupe contrôle. Il est malheureusement impossible de vérifier la validité de cette hypothèse contrefactuelle supposant des tendances parallèles à l'intérieur de la période de traitement, puisque la valeur que la différence $\tau_a - \gamma_a$ aurait prise en l'absence de la réforme n'est tout simplement pas observée.

Nous tentons de contourner en partie cette difficulté en suivant la pratique habituelle, qui consiste à vérifier

si la différence $\tau_t - \gamma_t$ est stable pendant quelques années t précédant immédiatement la période de traitement ($t \leq b$). Pour que cette vérification soit statistiquement acceptable, il faut que le nombre d'années prétraitement inspectées soit « suffisant », mais pas trop élevé non plus, parce que plus on recule dans le temps, plus on risque de voir apparaître des influences passées qui, sans lien avec les tendances récentes de la scolarité, nous induiraient en erreur. Notre décision pragmatique ici a été de nous concentrer sur les cinq années ayant précédé l'amorce du traitement.

Pour aiguïser l'intuition au sujet des résultats présentés dans la colonne (6) du tableau 5, considérons l'exemple des hommes ou des femmes francophones du Québec, pour lesquels la dernière année de naissance précégep est $b = 1948$. Nous analysons les tendances dans les paramètres τ_t et γ_t pour les cinq années de naissance précégep $t = 1944$ à 1948 à l'aide de l'équation suivante :

$$(2) S_i = (\gamma_{44} * B1944_i + \gamma_{45} * B1945_i + \gamma_{46} * B1946_i + \gamma_{47} * B1947_i + \gamma_{48} * B1948_i) * C_i + (\tau_{44} * B1944_i + \tau_{45} * B1945_i + \tau_{46} * B1946_i + \tau_{47} * B1947_i + \tau_{48} * B1948_i) * T_i + \varepsilon_i$$

Nous estimons cette équation par la méthode des moindres carrés en utilisant toutes les observations i qui incluent les résident·e·s du Québec francophone et de l'Ontario qui sont né·e·s au Canada entre 1944 et 1948, et dont la province de naissance est la même que la province de résidence. Les cinq variables binaires BY_i dans le membre de droite sont indicatrices des cinq années prétraitement $Y = 1944, \dots, 1948$ auxquelles les répondant·e·s i peuvent appartenir.

En reportant les identités $C_i = 1 - T_i$ et $B1948_i = 1 - B1944_i - B1945_i - B1946_i - B1947_i$ dans l'équation (2), on obtient la forme équivalente suivante :

$$(2^*) S_i = \gamma_{48} + (\gamma_{44} - \gamma_{48}) * B1944_i + (\gamma_{45} - \gamma_{48}) * B1945_i + (\gamma_{46} - \gamma_{48}) * B1946_i + (\gamma_{47} - \gamma_{48}) * B1947_i + (\tau_{48} - \gamma_{48}) * T_i + [(\tau_{44} - \tau_{48}) - (\gamma_{44} - \gamma_{48})] * T_i * B1944_i + [(\tau_{45} - \tau_{48}) - (\gamma_{45} - \gamma_{48})] * T_i * B1945_i + [(\tau_{46} - \tau_{48}) - (\gamma_{46} - \gamma_{48})] * T_i * B1946_i + [(\tau_{47} - \tau_{48}) - (\gamma_{47} - \gamma_{48})] * T_i * B1947_i + \varepsilon_i.$$

L'estimation de cette équation par moindres carrés permet de tester l'hypothèse nulle des tendances parallèles prétraitement suivante :

$$H_0: \tau_{44} - \gamma_{44} = \tau_{45} - \gamma_{45} = \tau_{46} - \gamma_{46} = \tau_{47} - \gamma_{47} = \tau_{48} - \gamma_{48}.$$

Il s'agit donc simplement de tester si les coefficients des quatre dernières variables du membre de droite de l'équation (2*) sont conjointement nuls.

De façon analogue pour les hommes et les femmes anglophones du Québec, le test de l'hypothèse nulle des tendances parallèles prétraitement s'effectue au moyen d'une équation estimée semblable à (2*), où les observations et les variables du membre de droite couvrent, dans ce cas, la période de 1946 à 1950 plutôt que de 1944 à 1948.

Les statistiques p des tests ainsi effectués pour les quatre paires de langues et de sexes étudiées sont présentées dans la colonne (6) du tableau 5. Comme elles excèdent toutes la barre de 0,05, l'hypothèse nulle H_0 des tendances parallèles ci-dessus ne peut être formellement rejetée avec un niveau de confiance de 95 pour cent dans aucun des quatre cas.

Néanmoins, bien que le non-rejet de l'hypothèse des tendances parallèles pour quelques années précédant immédiatement l'amorce du traitement puisse conforter la probabilité subjective que le parallélisme des tendances se serait poursuivi pendant la période de traitement en l'absence d'intervention, il ne constitue pas une preuve qu'une telle perpétuation se serait effectivement avérée. Le non-rejet de cette hypothèse n'est pas une condition nécessaire ni suffisante pour que les DDD estimées soient des mesures fiables des effets de l'intervention (Kahn-Lang et Lang 2020). Prêtester les tendances parallèles peut bien procurer un réconfort subjectif, mais cela ne peut pas remplacer une réflexion sérieuse sur les facteurs

intratraitement possiblement confondants qui pourraient nuire à la juste interprétation des effets de la DDD indiqués dans les colonnes (4) et (5) du tableau 5. Nous allons maintenant envisager quelques-uns de ces facteurs possibles.

Discussion

Premièrement, la démographie importe. Une préoccupation majeure de la commission Parent dans les années 1960 était que l'« explosion scolaire » engendrée par le baby-boom frappait très fort au Québec (Parent et al. 1961–1966, tome I, 76). La population jeune augmentait beaucoup plus vite au Québec – notamment dans le Québec francophone – qu'en Ontario¹⁵. C'est ainsi qu'agrandir l'envergure du système d'éducation afin de permettre aux générations plus jeunes d'atteindre au moins le même niveau de scolarité que leurs prédécesseurs s'imposa à la Commission comme un défi primordial à relever. Les effets de DDD positifs et importants que nous avons obtenus et présentés au tableau 5 permettent de croire que la réforme des cégeps a non seulement aidé à maintenir le niveau moyen de scolarité parmi les francophones en dépit de la poussée démographique, mais aussi à l'accroître.

Deuxièmement, la géographie importe également. Un résultat frappant obtenu par Finnie et Mueller (2017, 453) montre que, contrairement à ce qu'on observe en Ontario, les étudiants des régions rurales du Québec ne paraissent pas désavantagés relativement à ceux des régions urbaines en matière de participation aux études postsecondaires. Il est possible d'y voir une confirmation indirecte que les cégeps ont aidé à promouvoir l'éducation postsecondaire dans les petites villes et les régions rurales, où plus de 90 pour cent de la population est francophone. Cela peut également expliquer en partie que la réforme collégiale a généralement bénéficié davantage aux francophones qu'aux anglophones, dont la population est concentrée dans la région montréalaise.

Troisièmement, il faut rappeler que nous limitons l'estimation des différences de scolarité entre les groupes traités et les groupes contrôles ($\tau_a - \gamma_a$) à seulement une ou deux années après que l'implantation de l'ensemble des cégeps est réalisée. Nous posons donc implicitement l'hypothèse que la population des jeunes s'est adaptée assez rapidement au nouvel environnement. Les observations que nous avons faites autour de la figure 3, ci-dessus, soulèvent toutefois la possibilité que cette hypothèse soit trop forte et que le comportement des jeunes (et de leurs familles) ait pris plus que deux années à s'ajuster pleinement. Nous aurions pu utiliser des différences de scolarité postcégep (traitement moins contrôle) pour un plus grand nombre d'années que seulement les deux premières. Mais, bien évidemment, nous aurions alors couru un risque accru d'exagérer les effets de la réforme collégiale, puisqu'en plus des effets de celle-ci, des changements comportementaux résultant de facteurs autres que la réforme, et possiblement croissants, auraient pu

s'introduire dans les différences estimées pour les années postcégeps ultérieures. Nous avons choisi de ne pas dépasser les deux premières années postcégeps et préféré prendre le risque opposé que nos effets de DDD estimés errent du côté conservateur.

Quatrièmement, les résultats de notre analyse de DDD peuvent avoir été affectés par la réforme des CAAT qui a eu lieu en Ontario à peu près en même temps que celle des cégeps au Québec, dans la seconde moitié des années 1960. Dans la mesure où cette réforme en Ontario a fait augmenter le niveau de scolarité dans cette province à partir de 1967, le changement ($\gamma_a - \gamma_b$) dans la scolarité du groupe contrôle ontarien qui est soustrait du changement correspondant ($\tau_a - \tau_b$) dans la scolarité de l'un ou l'autre des groupes traités du Québec pour donner l'estimation de l'effet de DDD se trouve à inclure non seulement les facteurs de tendances parallèles entre les deux provinces dont il a été question plus haut, mais aussi l'effet positif supplémentaire et confondant induit par les CAAT. Le cas échéant, notre statistique de DDD se trouverait à sous-estimer la vraie réponse de la scolarité québécoise à l'innovation « cégep ». Nous ignorons si l'introduction des CAAT en Ontario en 1967 a effectivement accru la scolarité dans cette province et, le cas échéant, comment cet accroissement s'est développé au fil du temps malgré la résistance du gouvernement ontarien aux transferts des collèges aux universités, mais il faut garder cette possibilité à l'esprit. Le verdict définitif sur cette question devra reposer sur une analyse plus approfondie du comportement des cohortes ontariennes nées en 1948 et après. Une comparaison avec les cohortes des provinces de l'Ouest, où les transferts des collèges étaient permis, pourrait aider à clarifier l'évolution.

Cinquièmement, nos estimations basées sur les DDD reflètent l'influence de changements institutionnels, et non seulement de modifications de comportement. La commission Parent était vivement préoccupée par les disparités considérables et gênantes dans la durée des programmes scolaires. L'une des plus importantes était que, dans plusieurs disciplines populaires comme le commerce, les sciences et l'agriculture, le baccalauréat s'obtenait après 15 années d'études dans les universités de langue anglaise, tandis que, dans les universités de langue française, la plupart des grades de baccalauréat exigeaient 18 années d'études, y compris le passage obligé dans un collège classique privé (Parent et al. 1961–1966, tome II, 38). La Commission réussit à faire accepter que la durée de la scolarité requise pour l'obtention d'un baccalauréat soit normalisée à 16 années d'études dans toutes les universités : six élémentaires, cinq secondaires, deux collégiales et trois universitaires.

La conséquence, pour les francophones, est que la durée des études requise pour l'acquisition d'un grade de baccalauréat est raccourcie de deux années. En soi, l'abolition des anciens collèges classiques privés se trouve

à baisser mécaniquement la durée moyenne d'acquisition du baccalauréat de 0,15 année pour les hommes francophones et de 0,05 année pour les femmes¹⁶. Il s'ensuit que les effets de DDD présentés au [tableau 5](#) sous-estiment, dans cette mesure, la hausse du nombre d'années de scolarité induite par la réforme collégiale sur le comportement des francophones, et ce, pour les hommes plus que pour les femmes.

À l'inverse, la réforme collégiale porte de 15 à 16 années le temps que les anglophones prennent désormais pour acquérir le grade de baccalauréat. On peut estimer que, simplement pour maintenir leur taux de diplomation postsecondaire, cette addition obligatoire d'une année à leur curriculum aurait exigé une augmentation moyenne de 0,21 année du nombre d'années de scolarité pour les hommes anglophones et de 0,14 année pour les femmes¹⁷. Les effets de DDD estimés dans leur cas dans le [tableau 5](#) incorporent les efforts qu'ils ont mis (ou non) à surmonter l'allongement de la durée de leurs études jusqu'à l'obtention de leur grade. Il appert, à cet égard, que les femmes anglophones ont mieux fait que les hommes. Pour elles, nous avons en effet estimé jusqu'à 0,39 année la hausse de leur nombre moyen d'années de scolarité, ce qui suffit non seulement à compenser l'année d'étude supplémentaire imposée à leur curriculum (0,14 année), mais à accroître leur niveau de scolarité finalement atteint de 0,25 année au net (0,39 moins 0,14).

Contrairement aux femmes anglophones, les hommes anglophones ont encaissé une diminution de 0,21 année de leur scolarité, selon l'impact de DDD que nous avons estimé. Or, cela ne commence même pas à corriger la hausse moyenne de 0,21 année qui aurait été nécessaire pour maintenir leur performance d'avant la réforme malgré l'allongement du curriculum. Pour emprunter la terminologie popularisée par Rouse (1995), beaucoup d'hommes anglophones – du moins, parmi ceux qui n'ont pas quitté le Québec entre 1951 et 2001 – paraissent avoir souffert d'un sévère effet de « diversion » qui les a amenés à réduire leur scolarité postsecondaire au lieu de l'empêcher de diminuer. Nous ne disposons pas des données qui permettraient de comprendre cette différence de comportement entre les hommes et les femmes anglophones de ces générations. Cette énigme reste à résoudre par de futures recherches.

Résumé et conclusion

De 1967 à 1972, soumis à la pression de la démographie et de la démocratisation, le gouvernement du Québec crée une nouvelle institution postsecondaire qu'il appelle le *collège d'enseignement général et professionnel* (le cégep), à laquelle les jeunes accèdent à la sortie de l'école secondaire. Les étudiants qui désirent poursuivre des études universitaires doivent désormais suivre un cours préuniversitaire préalable de deux ans au cégep. Ceux qui préfèrent accéder plus rapidement au marché du travail

peuvent y suivre un cours technique de trois ans. L'intention est de rendre le passage à l'université ou au marché du travail graduel et flexible et d'accroître le degré de scolarisation des jeunes du Québec, qui accusent un retard important par rapport aux autres jeunes du Canada. Afin de créer l'espace nécessaire pour la deuxième année du cours préuniversitaire au cégep, le programme universitaire de premier cycle traditionnel de quatre ans menant au baccalauréat est raccourci à trois ans dans toutes les universités québécoises. De plus, on accorde aux diplômés des cours techniques du cégep la possibilité d'être admis à l'université à des conditions raisonnables. Les cégeps de langue française ouvrent leurs portes entre 1967 et 1969, et ceux de langue anglaise, entre 1969 et 1972.

Dans cet article, nous avons tout d'abord décrit les grandes tendances de l'éducation postsecondaire au Québec de 1960 à 2018. Nous avons ensuite étudié l'effet de l'innovation « cégep » sur le nombre total d'années d'études terminées par les premières cohortes de jeunes soumises à la réforme entre 1967 et 1974. Notre point de vue est celui d'une comparaison descriptive, puis statistique, avec l'évolution observée pendant ce temps en Ontario.

Dans notre revue descriptive des 60 dernières années, nous avons observé qu'à la suite de l'implantation des cégeps, le taux de fréquentation postsecondaire non universitaire à plein temps a presque sextuplé du milieu des années 1960 au milieu des années 1990 au Québec et qu'il a continué à progresser depuis lors, à un rythme plus modéré. Nous avons souligné que le taux de fréquentation universitaire en équivalent temps plein (ETP) a augmenté au départ si rapidement au Québec qu'au milieu des années 1980, il avait rejoint le taux de l'Ontario, malgré la perte d'une pleine année du programme de baccalauréat universitaire au profit du cours préuniversitaire du cégep. Un taux élevé de fréquentation à temps partiel est devenu une caractéristique permanente de l'éducation universitaire au Québec, mais la fréquentation à temps plein s'est bien comportée elle aussi. Depuis 35 ans, les taux de fréquentation universitaire en ETP ont continué à progresser dans les deux provinces, la différence entre les deux restant plutôt faible malgré quelques fluctuations épisodiques. La propension des jeunes du Québec à fréquenter l'université s'est donc montrée comparativement forte.

Passant de la simple fréquentation aux résultats concrets de scolarisation, nous avons constaté qu'à la suite de la réforme collégiale, le nombre total d'années de scolarité des jeunes adultes de 25 à 34 ans du Québec a continuellement progressé de 1971 à 2020. Possiblement en raison d'une certaine lenteur de l'adaptation culturelle aux changements institutionnels mis en place dans les années 1960, l'avantage initial de 1,2 année de scolarité des Ontariens sur les Québécois dans ce groupe d'âge, en 1971, s'est amenuisé progressivement, jusqu'à

0,2 année en 1991. La différence entre les deux provinces est restée à peu près la même depuis lors, atteignant respectivement 15,4 et 15,5 années terminées au Québec et en Ontario en 2020.

Nous avons décrit ensuite les tendances dans l'acquisition de certificats, de diplômes et de grades postsecondaires par les cohortes successives de jeunes adultes. En ce qui concerne l'ensemble de l'activité postsecondaire, nous avons observé que le pourcentage de la population de 25 à 34 ans qui possède au moins un certificat, un diplôme ou un grade postsecondaire au Québec était supérieur de quatre points au pourcentage affiché par l'Ontario en 2020 (79 pour cent contre 75 pour cent), alors qu'il était inférieur de huit points en 1971 (35 pour cent contre 43 pour cent). Nous avons cependant remarqué que l'avantage de quatre points des jeunes adultes du Québec sur ceux de l'Ontario pour l'ensemble du niveau postsecondaire est le résultat net d'un avantage de dix points au-dessous du baccalauréat et d'un désavantage de six points au niveau du baccalauréat. Nous avons établi de plus que le déficit québécois en matière d'obtention de grades universitaires s'est accru de trois points depuis le milieu des années 1990, et que cette détérioration de la performance relative du Québec s'est concentrée au niveau du baccalauréat. L'écart qui s'est creusé le Québec et l'Ontario en matière d'obtention du baccalauréat contraste avec le fait qu'en équivalent temps plein, les deux provinces affichent sensiblement le même taux de fréquentation universitaire depuis 35 ans.

Pourquoi les jeunes adultes du Québec obtiennent-ils nettement moins de grades de baccalauréat que ceux de l'Ontario, en dépit du fait que les taux de fréquentation universitaire en ETP sont à peu près les mêmes dans les deux provinces? Une recherche préliminaire a mis en évidence le rôle joué par l'expansion des programmes courts, qui a été très importante au Québec mais beaucoup moins en Ontario. Ces programmes et diplômes courts concurrencent vivement les programmes réguliers de baccalauréat et sont devenus très populaires au Québec. En 2018, 42 pour cent des sanctions de premier cycle octroyées par les universités québécoises l'ont été pour des certificats ou des attestations de programmes courts. En Ontario, le pourcentage n'est que de deux pour cent. Cette différence notable entre le Québec et l'Ontario ne paraît pas attribuable à la structure du cégep elle-même. Elle devrait être étudiée dans le détail.

Dans la deuxième partie de l'article, nous avons cherché à estimer l'effet de la réforme collégiale des années 1960 au Québec sur la scolarisation des jeunes dans les premières années suivant l'implantation des cégeps. Nous avons poursuivi la recherche entamée par Rouse (1995) et Lewis (2003) sur l'effet de l'accès aux collèges communautaires sur le niveau de scolarité. Lewis emploie une méthode de différence de différences (DDD) pour comparer la scolarité des premières générations postcégeps

d'anglophones résidant au Canada, mais né·e·s au Québec, à celle des dernières générations précépeps du même groupe. Il estime l'évolution de l'écart de scolarité entre ce groupe et divers groupes contrôles de résident·e·s du Canada né·e·s au pays. Notre analyse a consisté à élargir et à modifier l'étude de DDD de Lewis en utilisant une base échantillonnale plus large, en estimant la réaction des francophones aussi bien que des anglophones à l'introduction des cégeps, et en resserrant sa définition des groupes linguistiques. Les populations que nous étudions sont celles des francophones et des anglophones de chaque sexe qui sont nés entre 1944 et 1956 au Québec et y résidaient encore lorsque notre base de microdonnées – l'échantillon à 20 pour cent du Recensement de 2001 – a été obtenue.

Nous avons appliqué la méthode des DDD à chacun de ces quatre groupes d'hommes et de femmes francophones et anglophones, afin d'estimer l'effet de l'accès aux nouveaux cégeps sur le nombre total d'années de scolarité des premières cohortes pleinement traitées ; les résident·e·s ontarien·ne·s du même sexe ont servi de groupes contrôles. Nous nous sommes concentré·e·s sur la mesure du nombre total d'années de scolarité, parce que la réforme collégiale chambarde considérablement la structure des formations postsecondaires, ce qui rend l'effet de la réforme sur l'acquisition des divers certificats, diplômes et grades complexe à estimer et difficile à interpréter. Nous avons présenté deux estimations de l'effet des DDD pour chacun des quatre groupes démographiques étudiés. La première est une version « aux bornes minces », qui suppose que la période de traitement est délimitée par les années de naissance simples 1948 et 1954 pour les francophones et 1950 et 1955 pour les anglophones. La seconde estimation est une version « aux bornes épaisses », qui considère que les bornes de la période de traitement s'étendent sur deux années plutôt qu'une seule, soit 1947+1948 et 1954+1955 pour les francophones, et 1949+1950 et 1955+1956 pour les anglophones.

Nous avons souligné que, pour que les estimations des effets de la réforme soient fiables, il faut avoir confiance qu'en l'absence de réforme collégiale, la différence d'années de scolarité entre le groupe traité et le groupe contrôle dans la période suivant immédiatement l'implantation complète des cégeps aurait été la même que dans la période précédant immédiatement leur fondation. Pour y voir plus clair, nous avons vérifié dans chaque cas si le nombre total d'années de scolarité du groupe traité et du groupe contrôle a évolué plus ou moins parallèlement dans les quelques années qui précédant le début du traitement. Ces hypothèses de tendances parallèles prétraitement ne peuvent être rejetées dans aucun cas, mais nous avons considéré néanmoins que cela ne nous libérerait pas de l'obligation de discuter de certains facteurs potentiellement confondants, dont l'occurrence pendant le traitement aurait pu nuire à la juste interprétation des

effets de DDD estimés. Nous avons scruté tour à tour la démographie, la géographie, la durée de l'adaptation, l'évolution des CAAT ontariens, et la présence de changements institutionnels majeurs.

Dans l'ensemble, les effets de DDD que nous avons estimé pour les cohortes initialement traitées par l'innovation cégep nous amènent à croire que leurs années de scolarité ont réagi de façon généralement positive et importante. De plus, nous avons trouvé que ces effets sont estimés de manière plus précise lorsque la période de traitement est délimitée par des bornes de deux années (version « épaisse ») plutôt que par des bornes d'une seule année (version « mince »).

Pendant, les résultats obtenus sont différents selon la langue. Dans le cas de nos grands échantillons d'hommes et de femmes francophones, les effets de DDD estimés sont positifs, importants et précis. Ils indiquent que l'avènement des cégeps a fait augmenter le niveau de scolarité de ces populations de quelque chose comme 0,34 à 0,51 année. De plus, étant donné que l'abolition des anciens collèges classiques a réduit de deux ans la durée normale du baccalauréat, il faut reconnaître que ces effets de DDD estimés pour les francophones sous-estiment leur progression comportementale sous-jacente.

Dans le cas de nos petits échantillons d'anglophones, les effets de DDD estimés sont algébriquement plus faibles, moins précis et différents pour les femmes et pour les hommes. Pour les femmes, ils sont positifs et aussi importants que 0,30 à 0,39 année de scolarité. Pour les hommes, les effets ponctuels estimés sont négatifs, compris entre -0,21 et -0,10 année, et leurs écarts-types appréciables témoignent de beaucoup d'hétérogénéité dans la réaction. Ainsi, les femmes anglophones paraissent avoir profité d'une hausse de leur niveau de scolarité, tandis que les hommes anglophones semblent avoir plus souvent souffert d'une baisse que d'une hausse du leur. La divergence entre les deux sexes parmi les anglophones constitue une autre énigme à résoudre par des recherches futures.

Comment en est-on arrivé à la décision politique d'introduire une nouvelle structure postsecondaire non universitaire basée sur les cégeps ? Elle a été mise en œuvre en 1967 par le gouvernement du Québec à la suite d'une recommandation en ce sens de la Commission royale d'enquête sur l'enseignement (Parent et al. 1961–1966). La perception s'était répandue au Québec, dans les années 1950 et au début des années 1960, que la scolarisation des jeunes du Québec accusait un retard important par rapport aux jeunes des autres régions du Canada, que le système d'éducation était rempli d'incohérences structurelles et qu'il avait besoin d'un « grand ménage ». C'était la conviction que partageaient le premier ministre Jean Lesage, son ministre de l'Éducation Paul Gérin-Lajoie, le sous-ministre de l'Éducation et éducateur hautement respecté Arthur Tremblay, ainsi que le recteur sortant de l'Université

Laval et intellectuel de premier plan M^{gr} Alphonse-Marie Parent, qui fut choisi pour présider la commission d'enquête. Le successeur de Jean Lesage, le premier ministre Daniel Johnson père, donna plus tard son appui. Il s'agit d'un moment historique de confluence du leadership politique, administratif et intellectuel. L'opinion publique fut convaincue malgré l'hésitation compréhensible des groupes qui allaient voir leur pouvoir s'affaiblir, dont, surtout, les rectorats des universités et la direction de la Fédération des collèges classiques.

La description des tendances et la preuve statistique que nous présentons dans cet article permettent de croire que la réforme collégiale basée sur l'institution du cégep a rempli avec succès son objectif explicite d'accroître la scolarisation au Québec. Bien qu'on ait reproché au cégep de temps à autre de nuire au développement universitaire et d'isoler la province du moule scolaire nord-américain traditionnel, le soutien populaire à cette institution ne se dément pas au fil du temps. Cela soulève naturellement la question de savoir pourquoi, malgré son succès au Québec, l'adoption de la structure collégiale basée sur le cégep n'est pas envisagée par d'autres provinces. La réponse doit être en partie de nature informationnelle : le fait est qu'il s'est passé 30 ans avant que la recherche universitaire commence à étudier sérieusement et à identifier les effets concrets de la réforme collégiale. Une autre partie de la réponse est de nature politique : la mise en place d'une structure postsecondaire de type cégep dans les autres provinces exigerait que les commissions scolaires et les universités acceptent de céder chacune une année d'études afin de créer la nouvelle structure préuniversitaire de deux ans, qui deviendrait un préalable obligatoire pour l'admission à l'université. Il s'agirait d'un défi particulièrement difficile à relever au vu, par exemple, de la forte réticence traditionnelle des universités ontariennes à permettre les transferts des collèges aux universités. Pour longtemps encore, la réforme québécoise va probablement demeurer le fruit d'un moment historique difficile à reproduire.

Remerciements

Nous remercions George Akerlof, Olivier Bégin-Caouette, Emmanuelle Bourbeau, Martial Dassylva, Marius Demers, Fabienne Desroches, Ivan Fellegi, Catherine Haeck, Sébastien Larochelle-Côté, Claude Lessard, Mark Lewis, Karim Moussaly, Philip Oreopoulos, Craig Riddell, Guy Rocher, François Vaillancourt et Marc Van Audenrode pour leurs nombreux commentaires et conseils. Nous sommes éminemment redevables à nos trois évaluateurs ou évaluatrices anonymes pour leurs suggestions détaillées et combien utiles, de même qu'au personnel du CIQSS et du CDR pour leur soutien technique indéfectible. Aucun-e des auteur-e-s n'a reçu de soutien financier ou en nature de quelque personne ou organisme qui aurait un intérêt politique ou financier dans cet article.

Notes

- 1 C'est encore le cas aujourd'hui pour les résident-e-s du Québec. S'appliquent toutefois des frais institutionnels obligatoires plafonnés (admission, inscription, services divers, assurances obligatoires, associations étudiantes), de même que certains autres frais non plafonnés (culture, sport, assurances facultatives et matériel scolaire). Tout comme les étudiant-e-s universitaires, les étudiant-e-s du collégial dont le revenu est insuffisant ont accès aux programmes d'aide financière aux études du ministère de l'Éducation.
- 2 Statistique Canada a commencé à publier des données sur l'effectif à temps partiel des établissements postsecondaires non universitaires en 1983-1984, mais les séries chronologiques résultantes souffrent de ruptures multiples qui nuisent à leur cohérence temporelle.
- 3 La position en apparence dominante du Québec que trace la [figure 1](#) avant 1967 peut surprendre, si on se rappelle que le premier ministre Lesage déplorait le retard du Québec par rapport à l'Ontario et aux autres provinces. Il s'agit en fait d'une anomalie statistique, attribuable au fait que toutes les écoles normales du Québec, mais non celles de l'Ontario, étaient classées au niveau préuniversitaire avant d'être promues au niveau universitaire à partir de 1967.
- 4 Dans la suite de l'article, à moins d'indication contraire, le total des étudiant-e-s universitaires tient compte des trois cycles d'études. Les données en ETP se conforment à la pondération habituelle ETP = temps plein + temps partiel/3,5. Statistique Canada a commencé à publier les effectifs universitaires à temps partiel en 1962.
- 5 Étrangement à nouveau, de 1962 à 1967 la fréquentation universitaire affiche un niveau plus élevé au Québec qu'en Ontario sur la [figure 2](#), tout comme c'est le cas pour la fréquentation non universitaire sur la [figure 1](#). Cette fois-ci, cela s'explique par le fait qu'avant la réforme collégiale, Statistique Canada classait au niveau universitaire les quatre dernières années (de Belles-Lettres à Philosophie II) du long curriculum de huit ans des collèges classiques qui menait à un B.A. et permettait d'accéder ensuite aux baccalauréats universitaires spécialisés. En 1966, par exemple, cette décision statistique élève artificiellement le taux de fréquentation universitaire québécois de 37 pour cent. De 1967 à 1972, ces quatre années du cours classique sont progressivement remplacées par les deux années collégiales préuniversitaires.
- 6 En 2006, quelques changements sont introduits dans les concepts et les questions du questionnaire complet du Recensement. Malgré tout, [Bourbeau et al. \(2012\)](#) montrent que les statistiques de 2006 sur la scolarité postsecondaire sont raisonnablement cohérentes avec celles du Recensement de 2001. Nous jugeons que cette cohérence s'étend aux données des recensements de 2011 et de 2016. Pour l'année 2020, nous utilisons les données de l'Enquête sur la population active ([Statistique Canada 2020c](#)) en nous fiant à la correspondance étroite entre les catégories de scolarité de cette enquête et celles des recensements. Notre estimation de 15,4 années de scolarité en moyenne au Québec en 2020 est voisine de celle de 15,5 années calculée par le [ministère de l'Éducation du Québec \(2014\)](#) pour la génération des jeunes de 2011. Nos estimations pour les cohortes de 25

- à 34 ans des années de recensement 1971, 1976 et 1981 sont basées sur les données des cohortes plus âgées des Recensements de 1986 et 1991 qui sont publiées dans les documents du Recensement de 2001 (Statistique Canada 2020b).
- 7 Les données de la [figure 4](#) et du [tableau 2](#) sont conformes à la définition englobante de « certificats, diplômes et grades postsecondaires » de Statistique Canada. Elle comprend deux grandes catégories: 1) les certificats, diplômes et grades universitaires du niveau du baccalauréat ou au-dessus, et 2) toutes les autres qualifications au-dessous du baccalauréat. Ces dernières concernent les programmes dont la durée est de trois mois ou plus au-delà du diplôme secondaire ou l'équivalent. Elles se répartissent en trois sous-catégories, à savoir a) les certificats et diplômes d'apprentissage et d'écoles de métiers, y compris le *diplôme d'études professionnelles* (DEP) du Québec, b) les certificats et diplômes des cégeps, des collèges et des autres établissements non universitaires, et c) les certificats et diplômes universitaires au-dessous du baccalauréat. On notera que plusieurs programmes menant au DEP qui font partie de la sous-catégorie (a) au Québec sont offerts par les collèges en Ontario, où ils font donc plutôt partie de la sous-catégorie (b), ce qui rend difficiles certains types de comparaisons entre les deux provinces.
 - 8 Le développement et la popularité croissante des programmes courts au Québec est un phénomène qui est apparu surtout dans les universités de langue française. Dans les trois universités anglophones, qui recrutent une grande partie de leur population étudiante du premier cycle dans les cégeps anglophones, la part des certificats et attestations des programmes courts est restée faible et semblable à ce qu'elle est dans les universités ontariennes.
 - 9 Une description détaillée du remaniement de la structure des formations postsecondaires qui a eu lieu au Québec au cours de la période de 1967 à 1972 est disponible dans [Pelletier \(1978\)](#).
 - 10 Notre décision de limiter l'analyse à l'effet sur le nombre total non pondéré d'années de scolarité signifie également que nous ne considérons pas l'effet « peau de mouton » de l'acquisition du diplôme. Une référence de base sur cette question est l'article de [Ferrer et Riddell \(2002\)](#). Il présente une preuve convaincante que les gains salariaux sont influencés non seulement par le nombre d'années d'études complétées, mais aussi par l'obtention du diplôme comme telle.
 - 11 Au lieu de considérer l'ensemble des francophones de toutes les régions du Québec comme un grand groupe de traitement unique, nous avons momentanément envisagé de le partitionner en trois régions de traitement distinctes, soit celles du Montréal métropolitain, du Québec métropolitain et du « Reste du Québec ». Nous avons abandonné cette approche parce que la restriction d'avoir le Québec comme lieu de naissance, que le Recensement de 2001 nous force à imposer, n'aurait pas empêché les importants mouvements migratoires entre régions du Québec de rendre la population d'âge mûr vivant dans chacune de ces trois régions en 2001 de mal représenter statistiquement la population de 17 ou 18 ans qui y vivait à la fin des années 1960. Nous remercions notre comité d'évaluation de nous avoir alerté-e-s sur cette question.
 - 12 Le pourcentage cumulatif de résident-e-s du Québec de tous âges qui ont quitté le Québec pour d'autres régions du Canada est de 6 pour cent dans le cas des personnes d'origine britannique en 1956-1961, et de 13 pour cent dans le cas des personnes de langue maternelle anglaise en 1966-1971 ([Maheu 1983](#)). En tenant compte qu'il faudrait ajouter à ces chiffres, dans cette période d'émigration anglophone croissante, les données manquantes de 1951-1956 et de 1961-1966, on doit conclure que plus de 20 pour cent des anglophones du Québec ont quitté la province (avec leurs enfants) entre 1951 et 1971.
 - 13 Au Canada, la preuve statistique que la décision de poursuivre des études postsecondaires dépend de la conjoncture économique et de l'emploi est bien établie. [Alessandrini \(2018\)](#) a récemment exposé cette preuve en profondeur et l'a enrichie de nouveaux résultats. L'effet des conditions économiques de court terme sur le niveau de scolarité atteint à long terme, qui est ici la variable d'intérêt, reste toutefois incertain. Quoi qu'il en soit, l'effet d'une variable conjoncturelle comme le taux de chômage annuel des jeunes de 15 à 24 ans ne peut être identifié statistiquement par l'[équation \(1*\)](#) ci-dessus, parce qu'elle serait une combinaison affine exacte des régresseurs déjà inclus.
 - 14 En conformité avec [Abadie et al. \(2017\)](#), nos écarts-types échantillonnaires ne sont pas ajustés pour de possibles effets de grappes (*clusters*), puisque ni le processus d'échantillonnage ni le mécanisme d'assignation du traitement n'impliquent de tels effets.
 - 15 En 1971, les jeunes de 17 ans (nés en 1954) étaient 16 pour cent plus nombreux que ceux de 23 ans (nés en 1948) au Québec, mais seulement quatre pour cent plus nombreux en Ontario.
 - 16 [Pelletier \(1978\)](#) indique qu'en 1967, la génération des élèves de Philosophie II dans les collèges classiques de langue française, qui étaient sur le point d'obtenir le B.A., comptait 3 454 garçons et 1 186 filles. Comme, à cette date, il y avait 91 000 jeunes de langue maternelle française âgés de 20 ans au Québec, on peut calculer que le raccourcissement de la durée des études de deux années se trouve à abaisser mécaniquement le nombre moyen d'années de scolarité des hommes de $2 \times 3\,454 / 91\,000 = 0,075$ année et celui des femmes de $2 \times 1\,186 / 91\,000 = 0,026$ année.
 - 17 Les données du Recensement de 1971 permettent d'estimer que, cette année-là, la population des jeunes de 15 à 24 ans de langue maternelle anglaise comptait 14 900 hommes et 9 800 femmes inscrit-e-s à temps plein dans les établissements postsecondaires universitaires et non universitaires du Québec. Comme il y avait 145 000 jeunes de 15 à 24 ans de langue maternelle anglaise dans la population totale, le simple maintien du taux de diplomation malgré l'extension d'une année de la durée des études exigeait une hausse d'environ $14\,900 / 145\,000 = 0,103$ année pour les hommes et $9\,800 / 145\,000 = 0,068$ année pour les femmes.

Références

- [Abadie, A., S. Athey, G. Imbens, et J. Wooldridge. 2017.](#) « When Should You Adjust Standard Errors for Clustering? », document de travail n° 24003, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- [Alessandrini, D. 2018.](#) « Is Post-Secondary Education a Safe Port and for Whom? Evidence from Canadian Data ».

- Economics of Education Review*, vol. 67, p. 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2018.09.005>
- Bourbeau, E., P. Lefebvre, et P. Merrigan. 2012. « The Evolution of the returns to Education for the 21 to 35 year-olds in Canada and across Provinces: Results from the 1991-2006 Canadian Analytic Censuses Files ». *Analyse de politiques*, vol. 38, n° 4, p. 531-549.
- Dassylva, M. 2004. « La naissance des cégeps, 1964–1971 ». Mémoire de maîtrise présenté à l'Université du Québec à Montréal, Montréal.
- Ferrer, A.M., et W.C. Riddell. 2002. « The Role of Credentials in the Canadian Labour Market ». *Revue canadienne d'économie*, vol. 35, n° 4, p. 879–905. <https://doi.org/10.1111/0008-4085.00158>
- Finnie, R., S. Childs, et A. Wismer. 2011. *Access to Postsecondary Education: How Ontario Compares*. Toronto : Higher Education Quality Council of Ontario.
- Finnie, R., et R. Mueller. 2017. « Access to Post-Secondary Education: How Does Québec Compare to the Rest of Canada? ». *L'Actualité économique*, vol. 93, n° 3, p. 441–74. <https://doi.org/10.7202/1058428ar>
- Fortin, P., et M. Van Audenrode. 2017. « Les retombées du système collégial sur l'économie et l'emploi », dans *Le réseau des cégeps : trajectoires de réussites*, s. la dir. Association des cadres des collèges du Québec, p. 261–269. Québec : Presses de l'Université Laval.
- Gallagher, P., et J.D. Dennison. 1995. « Canada's Community College System: A Study of Diversity ». *Community College Journal of Research and Practice*, vol. 19, n° 5, p. 381–93. <https://doi.org/10.1080/1066892950190502>
- Guay, R., P. Michaud, F. Paquet, et S. Poirier. 2020. *La réussite scolaire dans l'enseignement collégial québécois*. Québec : Presses de l'Université Laval.
- Institut de la statistique du Québec. 2020. *Banque de données des statistiques officielles du Québec*. Québec : Gouvernement du Québec.
- Jones, G.A. (dir.). 1997a. *Higher Education in Canada: Different Systems, Different Perspectives*. New York : Garland Publishing.
- Jones, G.A. 1997b. « Higher Education in Ontario », dans Jones (1997a), p. 137–59.
- Kahn-Lang, N., et K. Lang. 2020. « The Promise and Pitfalls of Differences-in-Differences: Reflections on “16 and Pregnant” and Other Applications ». *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 38, n° 3, p. 613–20. <https://doi.org/10.1080/07350015.2018.1546591>
- Lacroix, R., et L. Maheu. 2017. « Les tendances de la diplomation universitaire québécoise et le retard des francophones », dans *Le Québec économique 7 : Éducation et capital humain*, M. Joanis et C. Montmarquette (dir.), p. 299–340. Montréal : Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO).
- Lefebvre, P., et P. Merrigan. 2010. « The Impact of Family Background and Cognitive and Non-Cognitive Ability in Childhood on Post-Secondary Education », dans *Pursuing Higher Education in Canada: Economic, Social and Policy Dimensions*, R. Finnie, R. Mueller, M. Frenette, et A. Sweetman (dir.), 219–242. Montréal et Kingston : McGill-Queen's University Press.
- Lesage, J. 1962. *Discours du Budget prononcé à l'Assemblée législative de Québec le 12 avril 1962*. Québec : Ministère des Finances.
- Lewis, M.J. 2003. « Estimating the Value of Community College: Evidence from Québec's CÉGEPs », *Three Essays on Labor and Urban Economics*, chap. 1. Thèse de doctorat présentée au Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA.
- Maheu, R. 1983. « L'émigration des anglophones québécois ». *Cahiers québécois de démographie*, vol. 12, n° 2, p. 271–80. <https://doi.org/10.7202/600510ar>
- Ministère de l'Éducation. 2014. *Indicateurs de l'éducation. Édition 2013*. Québec : Gouvernement du Québec.
- Montmarquette, C., F. Vaillancourt, et B. Milord. 2021. « Le rendement privé et social de l'éducation universitaire au Québec en 2015 ». Document de recherche, Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO) et Centre de recherches mathématiques (CRM), Montréal.
- Parent, A.-M. et al. 1961–1966. *Rapport de la Commission royale d'enquête sur l'enseignement dans la province de Québec*. Québec : Publications du Québec.
- Pelletier, M. 1978. « Les établissements de niveau collégial et leur clientèle, 1966–1967 à 1969–1970 ». *Bulletin statistique. Recherche et Développement*, Ministère de l'Éducation, Québec.
- Piaget, J. 1971. *Genetic Epistemology*. New York : W. W. Norton & Co.
- Rocher, G. 2006. « L'engendrement du cégep par la commission Parent », dans *Les cégeps : une grande aventure collective québécoise*, L. Héon, D. Savard, et T. Hamel (dir.), p. 9–16. Québec : Presses de l'Université Laval.
- Rouse, C.E. 1995. « Democratization or Diversion? The Effect of Community Colleges on Educational Attainment ». *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, n° 2, p. 217–24. <https://doi.org/10.2307/1392376>
- Shaiens, D., T. Gluszynski, et J. Bayard. 2008. « Postsecondary Education: Participation and Dropping Out: Differences across University, College and Other Types of Postsecondary Institutions ». Catalogue n° 81-595-M-N° 070. Ottawa : Statistique Canada.
- Statistique Canada. 1983. *Statistiques historiques du Canada*. Ottawa : Statistique Canada.
- Statistique Canada. 2001. « Recensement 2001–2B Formulaire long ». Ottawa : Statistique Canada.
- Statistique Canada. 2020a. *Tableaux de données*. Ottawa : Statistique Canada.
- Statistique Canada. 2020b. « Ensembles de données du recensement ». Catalogue n°s 98-400-X2016240, 98-400-X2016261, 97F0017XCB2001006, et 97F0017XCB2001008. Ottawa : Statistique Canada.
- Statistique Canada. 2020c. *Enquête sur la population active*. Ottawa : Statistique Canada.
- Van Dromme, L. 1984. « Relevés chronologiques d'effectifs universitaires pour le Québec, l'Ontario et le Canada pendant la période de 1950 à 1983 ». *Revue des sciences de l'éducation de McGill*, vol. 10, n° 2, p. 341–7. <https://doi.org/10.7202/900456ar>