

L'évaluation des établissements scolaires – le cas du collégial
School Evaluation-The Case of the College
La evaluación de los centros escolares – el caso del bachillerato

Richard Guay and Martin Riopel

Volume 47, Number 1, 2021

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1081476ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1081476ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Revue des sciences de l'éducation

ISSN

1705-0065 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Guay, R. & Riopel, M. (2021). L'évaluation des établissements scolaires – le cas du collégial. *Revue des sciences de l'éducation*, 47(1), 165–200.
<https://doi.org/10.7202/1081476ar>

Article abstract

Based on a cohort study of more than 44,000 students who began their college studies in the fall 2009 semester and involving the main academic and socioeconomic variables likely to influence academic success, this article evaluates the influence of institutions on graduation. Using a subtractive approach and multilevel mixed logistic regression models that consider the most important individual and compositional variables, the results obtained support the hypothesis that colleges and programs exert a statistically significant influence on academic success and explain a significant portion of the observed variance. The results also show that ratings of institutions that are found in rankings based only on aggregate data and in which the main factors influencing academic success are not neutralized, are highly biased, and that, in college education, compositional effects are either modest or negligible. These results, therefore, do not support the hypothesis of an unequal Quebec education system for the college level and call for equivalent, subtractive, and multi-level studies to be conducted for the other levels of education to contribute to a better understanding of all the factors that determine academic success and performance.

L'évaluation des établissements scolaires – le cas du collégial



Richard Guay
Chercheur-consultant



Martin Riopel
Professeur
Université du Québec à Montréal

RÉSUMÉ—Cet article évalue l'influence des établissements sur l'obtention du diplôme et se fonde sur une étude de cohorte de plus de 44 000 étudiant-e-s ayant commencé leurs études collégiales en 2009. L'étude tient compte des principales variables scolaires et socioéconomiques susceptibles d'influencer la réussite scolaire. Elle utilise une approche soustractive et des modèles multiniveaux de régressions logistiques mixtes pour analyser les variables individuelles et de composition les plus importantes. Les résultats appuient l'hypothèse selon laquelle les établissements collégiaux et les programmes exercent une influence statistiquement significative sur la réussite scolaire et expliquent en bonne partie la variance observée. Les résultats montrent aussi que le classement des établissements collégiaux, fondés sur des données agrégées par établissement, sont fortement biaisés. Enfin, ces résultats n'appuient pas l'hypothèse d'un système d'éducation québécois inégalitaire, pour le collégial, et invitent à mener des études équivalentes, soustractives et multiniveaux pour les autres ordres d'enseignement.

MOTS-CLÉS—effets établissement, palmarès, effets de composition, analyse multiniveau, enseignement collégial.

1. Introduction

Depuis l'an 2000, les médias québécois ont publié plusieurs palmarès d'établissements scolaires dans le but de mieux informer les parents et les élèves devant opérer le choix d'une école. La revue *L'Actualité* a publié son palmarès des écoles secondaires jusqu'en 2009 et, ces dernières années, le *Journal de Montréal* a pris la relève. En 2015, *La Presse* a publié le palmarès des écoles primaires de six commissions scolaires de la région de Montréal. Enfin, à l'hiver 2020, le *Journal de Montréal* a publié celui des cégeps publics. Les palmarès des écoles primaires et secondaires les classaient selon le rendement scolaire déterminé par les résultats obtenus par les élèves aux épreuves communes. Le palmarès des cégeps classait les établissements en fonction de la réussite scolaire, évaluée par l'obtention du diplôme deux ans après la durée prévue des études collégiales

(c'est-à-dire deux ou trois années, selon les programmes). Bien que ces palmarès tentent de répondre au besoin des parents et des élèves, ils présentent certaines faiblesses méthodologiques.

Au secondaire, ces classements, produits tantôt par l'Institut Fraser (Labrie et Emes, 2020), tantôt par l'Institut économique de Montréal (Boyer et Laberge, 2008), prennent la forme de bulletins où une cote est attribuée à chacune des écoles. Cette cote tient compte de quelques indicateurs, dont le plus important est un indice synthétique construit à partir des résultats obtenus par les élèves de l'école aux épreuves uniques et communes administrées par le ministère de l'Éducation du Québec. On peut se demander si la cote décrivant les élèves rend bien compte des effets liés aux établissements. D'une parution à l'autre, on a tenté de prendre en compte certaines variables modératrices comme le revenu familial, le nombre d'élèves en retard de parcours ou en situation de handicap ou encore la taille de l'effectif scolaire.

En ce qui concerne les autres ordres d'enseignement, l'objet et la méthode de classement diffèrent. Les classements ont été établis en fonction du niveau socioéconomique des familles des élèves fréquentant l'école, au primaire, et du programme d'études, au collégial. Si la considération de certaines variables modératrices peut mettre au jour l'effet propre aux établissements, encore faut-il inclure systématiquement toutes ces variables dans les analyses de la réussite ou du rendement scolaire, ce qui comporte plusieurs niveaux de complexité.

Ces classements prétendent, de façon explicite ou implicite, rendre compte de la qualité de l'enseignement de l'établissement scolaire et de l'influence de l'établissement sur la réussite ou le rendement scolaire des élèves. Invariablement, chaque nouveau palmarès des établissements déclenche des critiques véhémentes de la part des commissions scolaires – appelés, depuis juin 2020, *centres de services scolaires* –, des syndicats d'enseignant·e·s, d'associations de parents ou de chroniqueur·se·s. Pour expliquer les différents résultats, on reproche une prise en compte insuffisante ou inappropriée des variables décrivant le genre, l'ethnicité, le niveau socioéconomique et les études antérieures ; or, ces variables déterminent la sélection des élèves par l'établissement scolaire et peuvent expliquer les effets de composition liés à la formation des groupes (Baillargeon, 2007 ; Facal, 2020).

Dans un rapport intitulé *Remettre le cap sur l'équité*, le Conseil supérieur de l'éducation (2016b) qualifiait le système scolaire québécois de « ségrégationniste ». Le rapport alléguait qu'au Québec, plus que partout ailleurs au Canada, ce système contribue à accroître les inégalités scolaires précurseuses de futures inégalités socioéconomiques. L'argument clé du Conseil

supérieur de l'éducation a trait aux effets de composition qu'engendrerait le système d'éducation en raison du traitement différencié des élèves. Les élèves appartenant à des classes sociales moyennes ou supérieures se retrouvent plus souvent dans des écoles privées ou publiques sélectives à programme particulier. Par de telles pratiques sélectives, le système scolaire avantagerait les élèves déjà favorisé-e-s d'un point de vue socioéconomique. En homogénéisant les profils socioéconomiques et scolaires des écoles ou des parcours, le système scolaire amplifierait les inégalités, de sorte qu'elles seraient encore plus grandes que celles observées à l'entrée (Conseil supérieur de l'éducation, 2016b, p. 43-44 et 49-61).

La discussion publique est maintenant polarisée : les différences observables de réussite et de rendement scolaires des élèves entre les établissements sont attribuées, d'un côté, aux politiques et pratiques des établissements et, de l'autre, aux caractéristiques socioéconomiques et scolaires des élèves qu'ils accueillent et des effets de composition qu'ils engendrent. Or, dans chacun des cas, la méthodologie utilisée pour faire valoir l'un ou l'autre point de vue ne s'appuie que sur des données agrégées. Ces données ne tiennent pas compte de la dimension individuelle de l'éducation, car elles ne neutralisent pas les effets des caractéristiques de chaque élève et de son rendement scolaire antérieur (Boyer et Laberge, 2008 ; Labrie et Emes, 2020 ; Conseil supérieur de l'éducation, 2016b ; Ménard, 2020).

Jusqu'à la parution du palmarès des cégeps, l'enseignement collégial était pour ainsi dire exclu de cette discussion, même si la poursuite des études postsecondaires avait retenu l'attention des décideur-se-s politiques ailleurs dans le monde (Titus, 2004). Pourtant, comme on le verra, les taux d'obtention du diplôme d'études collégiales diffèrent d'un établissement à l'autre et le système collégial québécois s'avère lui aussi fortement stratifié. Bien que le réseau collégial public soit accessible à tou-te-s et qu'il accueille environ 90 % de l'effectif scolaire, l'admission à bien des programmes d'études est souvent contingentée et tributaire de formations préalables. Il en résulte une sélection des étudiant-e-s par le biais de critères plus ou moins restrictifs selon les programmes ou les établissements d'éducation. À cette stratification des programmes d'études, confirmée par les données (Conseil supérieur de l'éducation, 2016a), s'ajoute enfin celle opérée par le système d'admission par tours des cégeps publics.

La richesse des données dont dispose le système d'éducation collégial québécois est unique en Amérique du Nord ; ces données permettent, entre autres, de considérer les résultats obtenus au dernier cycle du secondaire lors d'épreuves uniques et communes à tou-te-s les élèves et le suivi du

cheminement scolaire au collégial. Pourtant, à ce jour, aucune étude n'a mis à profit la richesse de ces données pour mieux comprendre le caractère multifactoriel de la réussite scolaire au collégial et du rôle que peuvent y jouer les effets de composition et les établissements.

Cet article vise donc à évaluer la contribution spécifique des établissements collégiaux à la réussite scolaire des étudiant·e·s. Sont considérées les variables liées aux caractéristiques individuelles et au rendement antérieur au secondaire de ces dernier·ère·s, ainsi que les variables liées aux effets de composition des groupes, afin d'évaluer dans quelle mesure ces effets diffèrent de ceux mesurés par l'approche des palmarès.

2. Contexte théorique

2.1 Considérations théoriques

Au cours des 25 dernières années, la recherche théorique et empirique sur la réussite scolaire en enseignement postsecondaire a voulu mieux comprendre le phénomène de la persévérance scolaire (Kuh, Kinzie, Schuh et Whitt, 2011). Or, l'analyse des effets établissements proprement dits sur la réussite scolaire s'est limitée, le plus souvent, à l'enseignement secondaire (Reynolds et Teddlie, 2002). Le cadre conceptuel de cette étude sur l'incidence des établissements sur la réussite scolaire en enseignement postsecondaire puise donc à ces deux courants de recherche.

La réussite scolaire au collégial se distingue de la réussite éducative, laquelle est plus englobante (Carpentier, 2002 ; Lapostolle, 2006). L'obtention du diplôme, indicateur de la réussite scolaire, correspond au but attendu des études collégiales (Lapostolle, 2006). Or, l'objet même de la réussite scolaire est de nature multifactorielle. Différentes approches ont été avancées au fil des ans pour tenter d'expliquer et de prédire la persévérance scolaire, jusqu'à l'obtention du diplôme, dans les universités et les collèges étatsuniens. Dans la dernière édition de son ouvrage le plus important, le sociologue Vincent Tinto (2012) brosse un portrait des principaux courants théoriques qui se sont développés au cours des cinquante dernières années pour expliquer le phénomène de la rétention scolaire durant les études postsecondaires. La principale question commune à tous ces courants est la suivante : pourquoi les étudiant·e·s quittent-elles-ils le collège ou l'université avant l'obtention du diplôme d'études postsecondaires associé à leur inscription ? De plus, plusieurs études ajoutent une seconde question à celle-là : quels sont les remèdes à une telle attrition ? Autrement dit, quelles pratiques sont les meilleures pour favoriser la réussite scolaire ? Dans ce dernier cas, les recherches sont tournées vers l'action (Kuh et coll., 2011).

Le premier courant relevé par Tinto (2012) est le courant psychologique qui tend à attribuer la persévérance scolaire à des facteurs individuels, comme les capacités cognitives (Marks, 1967), la personnalité, la motivation et la disposition de l'étudiant-e à répondre aux exigences scolaires (Rossmann et Kirk, 1970). Si la persévérance scolaire relève pour l'essentiel des caractéristiques individuelles, alors un établissement scolaire ne peut réduire le taux d'abandon qu'en modifiant les mécanismes de sélection ou en tentant d'améliorer les habiletés cognitives des étudiant-e-s.

À l'autre extrémité du spectre théorique se trouve l'ensemble des théories appartenant au courant sociologique. Le rôle des forces extérieures à l'individu, qu'elles soient sociales, économiques ou organisationnelles, expliquerait l'essentiel du phénomène de rétention. Le genre, l'ethnicité, la religion, le statut socioéconomique ou encore la place occupée par l'établissement scolaire dans la structure hiérarchique de la société concourent à influencer l'individu. Ces théories rejoignent, à des degrés divers, la théorie des sociologues français Pierre Bourdieu et Jean-Claude Passeron qui considèrent le système d'éducation comme un instrument de reproduction des classes sociales au bénéfice des enfants de la classe dominante (Clerc, 1997), limitant ainsi l'accès des plus défavorisé-e-s à l'enseignement postsecondaire.

La variante économique du courant sociologique, dans laquelle s'inscrit la conception du sociologue Raymond Boudon (1973), repose sur l'analyse coûts-bénéfices. L'élève évalue les coûts et les bénéfices associés à la poursuite de ses études ; si les coûts l'emportent sur les bénéfices, à un moment ou à un autre de son parcours scolaire, l'élève quittera ses études sans avoir obtenu le diplôme.

Reconnaissant les mérites respectifs de chacun de ces courants, Tinto (2012) en présente chaque fois les limites. D'une part, chaque courant, en ignorant la contribution des autres à l'explication du phénomène de la persévérance, limite son propre pouvoir explicatif. D'autre part, aucun d'entre eux ne prend en compte le rôle de l'établissement et l'interaction entre l'établissement et l'élève. Tous les courants décrits plus haut considèrent, à tout le moins implicitement, que tout se joue du côté soit de l'élève, soit des structures sociales.

Depuis le tournant du 21^e siècle, le courant interactionniste retient l'attention des chercheur-se-s en mettant de l'avant l'interaction entre l'étudiant-e et son environnement d'étude (Purdie et Rosser, 2011). Les modèles élaborés par Alexander Astin (2012) et Vincent Tinto (2012) prennent en compte certaines caractéristiques individuelles de l'étudiant-e (psychologiques, sociologiques ou économiques) et accordent aussi une attention particulière à l'environnement

d'étude ainsi qu'à l'interaction entre l'étudiant·e et l'établissement scolaire fréquenté (Astin, 2012 ; Astin et Oseguera, 2005 ; Tinto, 2012 ; Titus, 2004). Les approches d'Astin (2012) et de Tinto (2012) reconnaissent implicitement le rôle joué par les établissements. D'ailleurs, elles apportent des éléments de réponse quant aux pratiques à adopter pour favoriser la réussite scolaire en enseignement postsecondaire. Toutefois, elles ne fournissent pas de cadre conceptuel permettant d'évaluer l'influence exercée par les établissements. Toutes ces approches tentent de cerner les meilleures politiques et pratiques des établissements pour favoriser la persévérance jusqu'à l'obtention du diplôme en enseignement postsecondaire. Or, elles n'évaluent pas la mesure dans laquelle la fréquentation d'un établissement plutôt qu'un autre contribue au rendement ou à la réussite scolaire d'un·e étudiant·e.

C'est plutôt le courant de la *School Effectiveness Research* qui a tenté d'évaluer la part des établissements dans le rendement et la réussite scolaires au secondaire (Sandoval-Hernandez, 2008). Sandoval-Hernandez (2008) considère ce courant comme un véritable programme de recherche au sens défini par Lakatos (1976). Il ne s'agit plus ici de relever les pratiques d'établissements conduisant à la réussite scolaire, mais plutôt de soustraire (ou de contrôler) les effets sur la réussite de toutes les variables qui ne relèvent pas de l'établissement proprement dit. Comme le note Dumay (2004) dans sa revue des écrits sur le débat suscité par les effets établissement, c'est dans le sillage de ce courant que « l'établissement scolaire s'est imposé comme un objet important de recherche dont il importe de saisir la complexité et la spécificité » (p. 4). Le présent article s'inscrit dans ce courant, tout en prenant en compte les avancées de la recherche sur la persévérance scolaire en enseignement postsecondaire.

Prenant note des critiques conceptuelles à l'encontre du courant de la *School Effectiveness Research*, des sociologues de l'éducation ont clarifié, dans une contribution pionnière et essentielle (Raudenbush et Willms, 1995), les bases conceptuelles des effets établissement. Raudenbush et Willms (1995) distinguent deux types d'effet. Celui de type A mesure l'incidence de la poursuite des études, dans un établissement donné, sur la réussite de l'élève selon ses caractéristiques individuelles. Celui de type B réfère aux politiques et pratiques de l'établissement, sans égard aux caractéristiques individuelles des élèves et aux effets de composition qui en résultent. Seuls les effets de type B peuvent donc être attribués à l'établissement lui-même. Ainsi, le rendement ou la réussite scolaire de l'étudiant·e (R_i) – ici i – peut s'exprimer comme une fonction de ses

caractéristiques individuelles (I_i), de la composition des effectifs scolaires (C_j) de l'établissement qu'il fréquente – ici j – et des pratiques et politiques (P_j) de ce dernier :

$$R_i = f(I_i, C_j, P_j)$$

$A_j = C_j + P_j$ et $B_j = P_j$ représentent alors respectivement les effets de type A et B de l'établissement j . L'évaluation de l'effet de type A équivaut à une expérience où un ensemble de x étudiant-e-s aux caractéristiques individuelles similaires seraient placé-e-s aléatoirement dans x établissements ; l'évaluation de l'effet de type B équivaut à une expérience où les x étudiant-e-s aux caractéristiques individuelles semblables seraient placé-e-s aléatoirement dans x établissements ayant des compositions d'effectifs scolaires identiques.

La mesure des effets établissement exige donc de déterminer, puis d'isoler, les variables individuelles I_i qui moduleront la réussite et le rendement scolaires de l'élève. En enseignement postsecondaire, la recherche portant sur la persévérance scolaire jusqu'à l'obtention du diplôme a relevé plusieurs variables importantes : le genre (Anderman, 2002 ; Astin et Oseguera, 2005 ; Lalonde, 2011 ; Larose, Duchesne, Boivin, Vitaro et Tremblay, 2015 ; Raju et Schumacker, 2015 ; Roy, 2013 ; Sperry, 2015 ; Titus, 2004) ; l'ethnicité (Anderman, 2002 ; Astin et Oseguera, 2005 ; Raju et Schumacker, 2015 ; Sperry, 2015 ; Titus, 2004) ; le statut socioéconomique de l'étudiant-e (Anderman, 2002 ; Lalonde, 2011 ; Larose et coll., 2015 ; Titus, 2004) ; le rendement scolaire antérieur de l'étudiant-e (Astin et Oseguera, 2005 ; Larose et coll., 2015 ; Raju et Schumacker, 2015 ; Sperry, 2015).

Dans les recherches étatsuniennes, le rendement scolaire au secondaire est évalué par le *Grade point average* (la moyenne pondérée cumulative). Comme cette moyenne est tributaire de biais associés aux notations-école, les recherches prennent aussi souvent en compte les résultats obtenus à des tests standardisés comme le *Scholastic aptitude test* ou l'*American college testing* (Astin et Oseguera, 2005 ; Raju et Schumacker, 2015 ; Sperry, 2015 ; Titus, 2004). Enfin, une recherche québécoise portant sur la poursuite des études jusqu'à l'université a déterminé la scolarité des parents comme une variable explicative à considérer (Maroy et Kamanzi, 2017) et une autre a mis en évidence l'impact non négligeable que pouvait exercer l'âge à l'entrée au collégial, le revenu familial ainsi que le réseau (public ou privé) et l'indice de milieu socioéconomique de l'école secondaire de provenance (Guay, Michaud, Paquet et Poirier, 2020).

La distinction entre les effets de type A et B repose sur les effets de composition C_j . Ces derniers sont le plus souvent associés aux effets qu'exercent les pairs sur chacune des personnes

faisant partie d'un même regroupement ou encore sur le personnel enseignant. Les effets de composition doivent être distingués des effets contextuels de plus grande portée tels que la taille des groupes, les ressources allouées à l'apprentissage, les pratiques pédagogiques, etc. (Wilkinson, Hattie, Parr, Townsend, Fung, Ussher, Thrupp, Lauder et Robinson, 2000).

La composition d'un groupe influence positivement ou négativement ses membres en définissant des normes implicites (Seaton, Marsh et Craven, 2010) et en favorisant les comparaisons entre les élèves. La composition du groupe crée un cadre à l'intérieur duquel se produiront des interactions qui, à leur tour, influenceront le rendement, la réussite et l'apprentissage de chacun-e. Les effets de la composition d'un groupe ne se limitent pas à l'effet des pairs ; ils se répercutent sur les membres du personnel enseignant, sur leurs attentes à l'égard des élèves et sur la relation qu'elles-ils établissent avec ces dernier-ère-s. Plus récemment, on a fait valoir l'existence d'un effet de composition retardé s'exerçant à l'échelle d'un établissement. La succession, au fil du temps, de cohortes aux caractéristiques scolaires semblables exerce une influence sur ce qui forme la culture des établissements comme leurs traditions, leurs cursus et les exigences scolaires envers leurs étudiant-e-s (Dumay, 2004).

Par ailleurs, les effets de composition diffèrent selon l'angle d'analyse du groupe : le genre, l'ethnicité, le statut socioéconomique et les résultats scolaires antérieurs sont autant de caractéristiques attribuables à une personne ou à un groupe (Thrupp, Lauder et Robinson, 2002). Aucun de ces angles n'est cependant indépendant des autres, dans la mesure où certaines caractéristiques sont plus ou moins corrélées à d'autres, tant chez les personnes que chez les groupes ; par exemple, un groupe mieux nanti au plan socioéconomique a peut-être obtenu des résultats scolaires plus élevés.

Enfin, l'enseignement collégial québécois est non seulement stratifié par établissements, mais il l'est aussi par programmes d'études, dont certains appartiennent à la formation préuniversitaire, d'autres à la formation technique. Il est possible que les programmes exercent une influence sur l'obtention du diplôme (Guay et coll., 2020).

2.2 Considérations méthodologiques

La régression multiple est l'un des outils privilégiés pour analyser la nature multifactorielle de l'éducation. Or, la nature dichotomique de la variable dépendante à analyser (l'obtention ou non du diplôme) ne permet pas l'utilisation de modèles de régression ordinaires fondés sur une variable

dépendante continue. La régression logistique est alors fortement recommandée (Agresti, 2003, 2018 ; Peng, So, Stage et John, 2002). Elle a d'ailleurs été largement utilisée pour mesurer l'incidence de différents facteurs dans un contexte d'enseignement postsecondaire (Lalonde, 2011 ; Larose et coll., 2015 ; Peng et coll., 2002).

Dans une équation de régression logistique, la variable dépendante correspond au logarithme naturel du ratio de cotes (RC) :

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \ln(RC) = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k X_k$$

où π représente la probabilité associée à l'évènement et β_k , le coefficient k associé à la variable indépendante standardisée X_k . La probabilité estimée associée à l'évènement peut ensuite être déduite pour chacune des personnes ; ainsi, pour l'élève i , la probabilité d'obtenir ou de ne pas obtenir le diplôme est :

$$\pi_i = \frac{e^{\beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k X_k}}{1 + e^{\beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k X_k}}$$

et le ratio de cotes RC_k associé à la variable k est $RC_k = e^{\beta_k}$. L'utilisation de variables standardisées permet de comparer la taille de l'effet de chacune d'elles.

Bien que souvent utilisé pour évaluer la taille des effets, le ratio de cotes présente une lacune importante. Le ratio de cotes est souvent interprété comme une mesure du risque associé à un facteur (Ellis, 2010) ; il tend à surestimer les valeurs de risque lorsque la fréquence de l'évènement se rapproche de 0,5. Quoique Zhang et Yu (1998) recommandent donc d'utiliser plutôt le risque relatif (RR) comme juste mesure du risque réel, cette méthode n'est pas, non plus, exempte d'un biais de surestimation (McNutt, Wu, Xue et Hafner, 2003). Nous nous en tiendrons donc à l'utilisation du ratio de cotes comme mesure de la taille de l'effet et nous ne recourrons aux risques relatifs que pour comparer les effets établissement lors de la discussion.

Pour bien mesurer les effets de composition, encore faut-il les distinguer des effets individuels. Or, la difficulté réside dans le fait que les différents effets de composition peuvent être en partie corrélés entre eux. L'évolution de la recherche sur les effets de composition et les lacunes méthodologiques relevées par plusieurs études ont mené à la formulation de recommandations méthodologiques pour mieux mesurer les effets de composition dans un système éducatif. Ainsi, une étude doit : 1) inclure dans l'échantillon des regroupements se trouvant aux extrémités de la distribution des diverses compositions ; 2) contrôler les variables individuelles les plus

importantes, notamment le rendement scolaire antérieur ; 3) considérer les différents niveaux de regroupements susceptibles d'influencer la réussite scolaire ; 4) évaluer une combinaison d'effets de composition plutôt que d'en examiner un seul à l'exclusion des autres ; 5) porter sur des établissements de différents types ; 6) utiliser des mesures des variables en jeu éprouvées ; 7) prendre en compte toute variable pertinente additionnelle ; enfin, 8) utiliser des modèles de régression multiniveaux (Thrupp et coll., 2002).

2.3 Objectifs de l'étude

La revue des considérations théoriques et méthodologiques nous permet de préciser les objectifs de l'étude : 1) évaluer, à l'aide d'une approche soustractive, les effets des établissements d'enseignement collégial québécois sur la réussite scolaire des étudiant-e-s ; 2) déterminer comment ces effets diffèrent de ceux suggérés par la lecture des palmarès ; 3) déterminer dans quelle mesure les effets établissement de type B diffèrent de ceux de type A en utilisant des modèles de régressions logistiques multiniveaux. Ces modèles de régression tiennent compte des principales variables individuelles et de composition rapportées par les écrits ainsi que des huit prescriptions méthodologiques décrites précédemment.

3. Méthodologie

Fournies par le ministère québécois en charge de l'éducation, les données concernent les étudiant-e-s provenant de l'enseignement secondaire qui ont débuté leurs études collégiales à l'automne 2009, à temps plein. Ces étudiant-e-s amorçaient leurs études collégiales pour la première fois dans quelque 104 programmes de formation préuniversitaire ou technique, dans l'un des quelque 94 établissements des réseaux public et privé.

La population de départ comptait 45 162 étudiant-e-s. La population définitive comptait 44 520 étudiant-e-s après avoir retiré les valeurs manquantes ou extrêmes.

3.1 Variables considérées

L'obtention du diplôme d'études collégiales en durée prévue, ou l'obtention du diplôme d'études collégiales deux ans après la durée prévue, sont les deux mesures de la réussite scolaire. Ces mesures prennent en compte l'obtention du diplôme avec ou sans changement de programme ou

de collège. Les résultats indiquent que plus de 90 % des étudiant·e·s ont obtenu leur diplôme d'études collégiales dans le collège auquel elles·ils étaient inscrit·e·s au départ.

Les variables individuelles de contrôle sont le genre, l'ethnicité, l'âge, le revenu familial, le rendement scolaire au secondaire, l'indice de milieu socioéconomique et le réseau de l'école secondaire de provenance. Ces dernières ont été exploitées comme suit :

Tableau 1
Exploitation des variables individuelles

Le genre	variable catégorielle, genre de l'étudiant·e, masculin (codée 1) ou féminin (codée 0) ; le féminin est la catégorie de référence.
L'ethnicité	variable dichotomique codée 1 si l'une ou l'autre des trois conditions suivantes est remplie : 1) la citoyenneté n'est pas canadienne ; 2) la langue maternelle n'est ni le français ni l'anglais ; 3) la langue d'usage n'est ni le français ni l'anglais.
L'âge	variable catégorielle selon l'âge de l'étudiant·e au 30 septembre 2009 (jeune : < 17 ; moyen : 17-18 ; âgé·e : > 18).
Le revenu familial (Rev)	variable continue ; le revenu familial de l'étudiant·e est estimé à partir du revenu familial médian associé à l'aire de recensement déterminée par le code postal de la résidence principale de l'étudiant·e.
La scolarité du père (ScolPère)	variable continue ; la probabilité que le père ait un diplôme universitaire est estimée à partir de la fréquence d'obtention d'un diplôme universitaire dans l'aire de recensement associée au code postal de la résidence principale de l'étudiant·e.
La scolarité de la mère (ScolMère)	variable continue ; probabilité que la mère ait un diplôme universitaire estimée à partir de la fréquence d'obtention d'un diplôme universitaire dans l'aire de recensement associée au code postal de la résidence principale de l'étudiant·e.
Le rendement au secondaire (RAS)	variable continue ; moyenne générale pondérée calculée à partir des résultats de l'étudiant·e des deux dernières années du secondaire dans les matières dites ministérielles, soit les mathématiques, la physique et l'histoire en quatrième secondaire et la langue d'enseignement et la langue seconde en cinquième secondaire. Les résultats par matière sont pondérés selon le nombre d'unités (crédits) attachées à chacune des matières et cette pondération est la même pour tou·te·s les étudiant·e·s concerné·e·s.
L'indicateur de milieu socioéconomique (IMSE)	variable catégorielle ; l'indicateur de milieu socioéconomique, calculé par le ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur du Québec, est celui de l'école où l'étudiant·e a terminé ses études secondaires. Les seuils utilisés pour déterminer les catégories sont ceux utilisés dans la littérature (Conseil supérieur de l'éducation, 2016b ; Maroy et Kamanzi, 2017) : défavorisé (décile IMSE > 6), moyen (décile IMSE 6, 5 ou 4) et favorisé (décile IMSE < 4). La catégorie de référence est moyen. L'indicateur de milieu socioéconomique est composé de deux variables : la sous-scolarisation de la mère et l'inactivité des parents. Elles ressortent comme les variables explicatives les plus fortes de la réussite scolaire. L'indicateur de milieu socioéconomique est calculé à partir des données socioéconomiques de Statistique Canada associées à l'aire de recensement des élèves du secondaire (Québec, 2015). Le ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur du Québec ne calcule pas d'indices pour les écoles privées. Aux fins de l'étude, ces dernières ont toutes été catégorisées comme favorisées, ce qui est la situation la plus plausible.
Le réseau scolaire au secondaire (ResSec)	variable dichotomique qui correspond au réseau dans lequel l'étudiant·e a terminé ses études secondaires, soit public (codée 0) ou privé (codée 1) ; le réseau public est la catégorie de référence.

Le revenu familial moyen (GRP-Rev), le taux d'ethnicité (GRP-Eth), ainsi que la force (GRP-Frc) et la mixité (GRP-Mix) scolaires des agrégats sont les variables de composition prises en compte. Chacune de ces quatre variables a été mesurée à partir des valeurs moyennes de chacun des groupes-cours de l'étudiant·e.

Trois niveaux d'analyse ont été pris en compte : celui de l'étudiant·e et ceux du programme d'études et de l'établissement, ces deux derniers étant des niveaux croisés (Gelman et Hill, 2012). Le niveau des programmes constitue la variable de contrôle.

3.2 Analyses effectuées

Tant pour l'obtention du diplôme d'études collégiales dans la durée prévue que dans les deux ans après la durée prévue, cinq modèles de régressions logistiques multiniveaux ont été évalués. Le premier, un modèle vide, ne prend en compte qu'un seul niveau, les établissements, et aucune variable de contrôle. Le deuxième ajoute les programmes en tant que niveau. Dans le troisième modèle, sont ajoutées les variables de contrôle associées aux caractéristiques individuelles de l'élève, soit le genre, l'âge, l'ethnicité et le revenu familial. Dans le quatrième modèle, sont aussi ajoutées les variables associées aux études secondaires de l'élève, soit le rendement scolaire en quatrième et cinquième secondaire ainsi que l'indicateur de milieu socioéconomique et le réseau de l'école secondaire de provenance. Ce quatrième modèle permet d'isoler les effets établissement de type A. Enfin, le cinquième modèle permet d'isoler les effets établissement de type B en ajoutant au quatrième modèle les effets de composition associés au revenu familial, à l'ethnicité ainsi qu'à la force et à la mixité scolaires.

La formalisation générale des régressions multiniveaux utilisées dans l'étude est conforme à celle prescrite par les écrits sur la question (Finch, Bolin et Kelley, 2019 ; Snijders et Bosker, 2011). Toutes les variables continues ont été standardisées de manière à comparer adéquatement la taille des effets. Dans chacun des modèles, l'ensemble des variables retenues est tel que la multicolinéarité – qui peut augmenter la variance des coefficients et les rendre difficiles à interpréter – est suffisamment faible (entre 0,06 et 0,78). Un seuil de multicolinéarité – mesuré par le coefficient de corrélation entre variables indépendantes – de 0,8 est aussi jugé inacceptable. Une vérification additionnelle du facteur d'inflation de la variance a été effectuée sur chacune des régressions de manière à s'assurer que la multicolinéarité n'entache pas les résultats des régressions

(entre 1,01 et 1,7). Un seuil de facteur d'inflation de la variance de 5,0 est jugé comme le seuil maximum acceptable pour chacun des prédicteurs (James, Witten, Hastie et Tibshirani, 2013).

Ces cinq modèles sont donc imbriqués les uns dans les autres : un modèle contenant toujours les variables et les niveaux du modèle précédent. La pertinence d'un modèle multiniveaux où chaque niveau se rapporte au précédent est évaluée par le test du rapport de vraisemblance (Gelman et Hill, 2012). Les résultats des régressions sont analysés selon cinq critères additionnels : 1) la significativité statistique des coefficients (valeur $p < 0,05$) et l'intervalle de confiance calculé à ce seuil ; 2) la direction de l'effet correspondant au signe du coefficient ; 3) la taille de l'effet mesurée par le ratio de cotes associé à la variable indépendante (Ellis, 2010) ; 4) la qualité d'ajustement globale du modèle mesurée par le R^2_{cond} ; et 5) le rôle respectif des effets fixes (R^2_{marg}) et des effets de niveaux ($R^2_{cond} - R^2_{marg}$) (Nakagawa et Schielzeth, 2013). L'importance relative du rôle des effets de niveaux est mesurée par le ratio de l'effet de niveau ($R^2_{cond} - R^2_{marg}$) par rapport à l'effet total R^2_{cond} .

4. Résultats

Nos résultats sont présentés en trois parties. En premier lieu, nous énumérons les statistiques descriptives propres aux variables et aux niveaux à l'étude ; en deuxième lieu, nous proposons un examen suivi d'une analyse des corrélations bivariées entre les variables de contrôle continues et les variables dépendantes ; en dernier lieu, nous effectuons une analyse des modèles de régressions effectuées sur l'obtention du diplôme en durée prévue et deux ans après la durée prévue.

4.1 Statistiques descriptives

Le tableau 2 présente les statistiques descriptives des variables de contrôle continues et des deux variables dépendantes pour l'ensemble de la population à l'étude et pour chacune des catégories des variables de contrôle discrètes.

Deux étudiant·e·s sur cinq obtiennent le diplôme d'études collégiales en respectant la durée prévue et près de sept sur dix, deux ans après la durée prévue. Ces taux varient selon les catégories : ils sont sensiblement plus faibles chez les garçons, chez les élèves plus âgé·e·s, ainsi que chez les sujets qui ont étudié dans une école secondaire défavorisée. Ils sont aussi plus élevés chez les étudiant·e·s identifié·e·s à une minorité ethnique, mais l'écart entre les taux de diplomation est plus modeste.

En contrepartie, les écarts de revenus et de scolarité des parents, importants pour toutes les variables catégorielles, sont plus modestes pour le genre et l'ethnicité ; le revenu et la scolarité des parents sont nettement plus faibles chez les élèves plus âgé·e·s ainsi que chez les élèves ayant fréquenté une école secondaire située en milieu défavorisé ou appartenant au réseau public. Pour chacune de ces variables, ces écarts suggèrent que la réussite scolaire au niveau collégial dépend fortement du statut socioéconomique de l'élève. Ces écarts sont en proportion plus importants que ceux observés pour le rendement au secondaire. Les écarts entre les plus jeunes et les plus âgé·e·s, entre les sujets ayant fréquenté une école à indicateur de milieu socioéconomique favorisé et ceux ayant étudié dans une école en milieu socioéconomique défavorisé et entre ceux ayant fréquenté une école secondaire privée ou publique représentent environ la moitié de l'écart-type des valeurs d'ensemble (7,8) pour le rendement au secondaire alors qu'ils oscillent plutôt autour des trois quarts pour le revenu et la scolarité des parents.

Tableau 2

Statistiques descriptives relatives aux variables de contrôle et aux variables dépendantes : moyenne (écart-type)

Variables catégorielles	Effectifs	Variables continues				Variables dépendantes	
	<i>N</i>	<i>RAS</i>	<i>Revenu</i>	<i>ScolPère</i>	<i>ScolMère</i>	<i>DP</i>	<i>D2</i>
Genre							
Féminin	26 002	78,7 (8,0)	74,8 (23,0)	54,0 (28,1)	56,5 (24,6)	44,5	73,8
Masculin	18 518	79,0 (7,4)	77,0 (24,5)	56,9 (27,5)	58,9 (24,5)	34,8	64,2
Ethnicité							
Non	40 444	78,7 (7,8)	76,4 (23,4)	54,7 (28,1)	57,4 (24,7)	40,4	69,6
Oui	4 076	79,4 (7,9)	69,7 (24,3)	60,0 (25,4)	58,2 (23,7)	41,7	72,2
Âge							
Jeune	2 231	81,3 (7,5)	78,7 (25,5)	59,8 (27,1)	61,1 (24,7)	45,7	76,1
Moyen	40 715	79,0 (7,7)	76,0 (23,5)	55,0 (27,9)	57,3 (24,5)	41,2	70,8
Âgé·e	1 574	71,0 (6,4)	64,8 (17,9)	37,3 (27,0)	44,8 (24,6)	15,6	35,3
IMSE							
Défavorisé	10 987	76,8 (7,7)	64,0 (15,5)	41,7 (27,3)	44,3 (24,3)	34,8	64,3
Moyen	9 640	77,6 (7,6)	69,8 (16,4)	45,9 (26,6)	49,9 (23,0)	38,0	65,6
Favorisé	23 893	80,2 (7,6)	83,5 (26,0)	64,2 (25,2)	66,6 (22,1)	44,1	74,0
ResSec							
Public	31 811	77,6 (7,7)	71,9 (18,8)	50,6 (27,5)	54,4 (24,4)	36,8	66,3
Privé	12 709	81,9 (7,2)	85,5 (20,5)	66,0 (25,8)	66,1 (22,5)	49,8	78,7
TOTAL	44 520	78,8 (7,8)	75,7 (23,6)	54,9 (27,8)	57,2 (24,5)	40,5	69,8

* RAS : rendement au secondaire ; DP : obtention du diplôme en durée prévue et D2 : obtention du diplôme deux ans après la durée prévue ; IMSE : Indicateur de milieu socioéconomique ; ResSec : Réseau scolaire au secondaire.

Le tableau 3 présente la moyenne et l'écart-type des valeurs moyennes par niveaux. Sans surprise, la variabilité représentée par l'écart-type est plus faible à l'échelle des agrégats qu'à celui des individus.

Tout comme à l'échelle des individus, la variabilité est plus élevée pour les variables socioéconomiques qu'elle ne l'est pour le rendement scolaire antérieur. Pour le rendement au secondaire, cette variabilité est plus élevée lorsque les données sont agrégées par programme que lorsqu'elles le sont par établissement, alors que c'est le contraire pour le revenu et la scolarité des parents. Cela suggère que la stratification selon le rendement scolaire est plus marquée pour les programmes tandis que la stratification s'opère selon des variables socioéconomiques pour les établissements.

Tableau 3

Statistiques descriptives relatives aux niveaux : moyenne (écart-type) des moyennes par niveaux

<i>Niveaux</i>	<i>N</i>	<i>RAS</i>	<i>Revenu</i>	<i>ScolPère</i>	<i>ScolMère</i>	<i>DP</i>	<i>D2</i>
Individus	-	78,8 (7,8)	75,7 (23,6)	54,9 (16,2)	57,2 (12,0)	40,5	69,8
Établissements	474,7	77,8 (3,2)	73,4 (10,5)	49,8 (16,1)	53,2 (12,0)	42,1	68,0
Programmes	429,1	78,1 (4,5)	72,6 (5,5)	52,1 (9,2)	54,0 (7,1)	36,2	69,0

* RAS : rendement au secondaire ; DP : obtention du diplôme en durée prévue ; D2 : obtention du diplôme deux ans après la durée prévue.

4.2 Examen des corrélations

Le tableau 4 contient la matrice des coefficients de corrélations (r). Parmi les variables individuelles (IND), c'est le rendement scolaire au secondaire qui présente la plus forte corrélation avec l'obtention du diplôme, les autres corrélations étant modestes. Il en est de même pour les variables de composition (GRP) à l'exception du rendement scolaire des groupes-cours auxquels l'étudiant-e était inscrit-e.

Par ailleurs, la scolarité du père et celle de la mère présentent, tant à l'échelle IND (0,81) qu'à l'échelle GRP (0,96), un r supérieur à 0,8. Cela nécessite le retrait de l'une des scolarités. La scolarité de la mère présentant un r trop élevé avec le revenu à l'échelle GRP (0,83), seule celle du père a été retenue, et ce, tant à l'échelle IND qu'à l'échelle GRP.

Tableau 4

Corrélations (r) entre les variables dépendantes et les variables de contrôle continues

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>IND-DP (1)</i>	1											
<i>IND-D2 (2)</i>	0,5	1										
<i>IND-RAS (3)</i>	0,4	0,4	1									
<i>IND-Rev (4)</i>	0,08	0,09	0,14	1								
<i>IND-ScolPère (5)</i>	0,06	0,08	0,15	0,54	1							
<i>IND-ScolMère</i>	0,06	0,08	0,15	0,59	0,81	1						
<i>GRP-Rev (7)</i>	0,09	0,11	0,22	0,46	0,42	0,41	1					
<i>GRP-ScolPère</i>	0,07	0,10	0,22	0,32	0,54	0,46	0,78	1				
<i>GRP-ScolMère</i>	0,07	0,10	0,23	0,35	0,51	0,5	0,83	0,96	1			
<i>GRP-Eth (10)</i>	0,06	0,08	0,13	0,08	0,22	0,18	0,27	0,47	0,42	1		
<i>GRP-Frc (11)</i>	0,28	0,29	0,67	0,18	0,23	0,22	0,41	0,43	0,44	0,28	1	
<i>GRP-Mix (12)</i>	-	-	-	-	-	-0,1	-	-	-	-	-	1

4.3 Analyse des régressions

Les intervalles de confiance pour les coefficients standardisés de régression des modèles sont présentés au tableau 5 pour l'obtention du diplôme d'études collégiales en durée prévue et au tableau 6 pour l'obtention du diplôme d'études collégiales en deux ans après la durée prévue. Il appert que la qualité d'ajustement de chacun des modèles est supérieure à celle du modèle qui le précède. Les R_{cond}^2 sont respectivement de 0,07 ; 0,21 ; 0,25 ; 0,46 et 0,49. De plus, tous les tests de vraisemblance sont significatifs : $LV(M0, M1) = 2233,6$ ($df = 1$), $p < 0,001$; $LV(M1, M2) = 1471,5$ ($df = 6$), $p < 0,001$; $LV(M2, M3\text{-TypeA}) = 4604,5$ ($df = 4$), $p < 0,001$; $LV(M3\text{-TypeA}, M4\text{-TypeB}) = 73,7$ ($df = 5$), $p < 0,001$.

Dans chacun des modèles, la variabilité attribuable aux établissements équivaut environ à la moitié de celle attribuable aux programmes. Ainsi, pour le diplôme en durée prévue, l'effet des programmes est deux fois plus important que celui des établissements. Enfin, le modèle le plus complet (M4-TypeB) explique la moitié de la variance observée.

Tableau 5
Coefficients standardisés des régressions pour l'obtention du diplôme en durée prévue

	<i>M0</i>	<i>M1</i>	<i>M2</i>	<i>M3-TypeA</i>	<i>M4-TypeB</i>
<i>Cst</i>	-0,34* [-0,44 ; -0,23]	-0,48* [-0,68 ; -0,28]	-0,14 [-0,35 ; 0,07]	-0,07 [-0,32 ; 0,17]	-0,05 [-0,30 ; 0,20]
Effets fixes					
<i>Masculin</i>			-0,57* [-0,61 ; -	-0,57* [-0,62 ; -	-0,57* [-0,62 ; -
<i>Ethnicité</i>			-0,04 [-0,12 ; 0,03]	0,05 [-0,04 ; 0,13]	0,01 [-0,08 ; 0,10]
<i>Âgé-e</i>			-1,10* [-1,25 ; -	-0,43* [-0,59 ; -	-0,42* [-0,57 ; -
<i>Jeune</i>			0,06 [-0,03 ; 0,15]	-0,10 [-0,20 ; 0,00]	-0,10 [-0,20 ; 0,00]
<i>Revenu</i>			0,11* [0,08 ; 0,14]	0,09* [0,06 ; 0,11]	0,08* [0,05 ; 0,11]
<i>ScolPère</i>			0,03* [0,00 ; 0,05]	-0,01 [-0,04 ; 0,02]	0,01 [-0,02 ; 0,04]
<i>RAS</i>				1,17* [1,14 ; 1,20]	1,11* [1,07 ; 1,14]
<i>IMSE-</i>				-0,03 [-0,10 ; 0,04]	-0,03 [-0,11 ; 0,04]
<i>IMSE-Favorisé</i>				-0,06 [-0,13 ; 0,01]	-0,05 [-0,12 ; 0,02]
<i>ResSec-Privé</i>				0,09* [0,03 ; 0,15]	0,08* [0,02 ; 0,14]
<i>GRP-Rev</i>					0,02 [-0,06 ; 0,09]
<i>GRP-ScolPère</i>					-0,17* [-0,26 ; -
<i>GRP-Eth</i>					0,07* [0,01 ; 0,13]
<i>GRP-Frc</i>					0,28* [0,22 ; 0,34]
<i>GRP-Mix</i>					-0,03 [-0,06 ; 0,00]
<i>LV</i>	-29 152	-28 300	-27 766	-24 251	-24 203
<i>R²_{marg}</i>	0,00	0,00	0,03	0,25	0,28
<i>R²_{cond}</i>	0,07	0,21	0,25	0,46	0,49
Effets					
<i>Établissement</i>	0,48	0,42	0,42	0,47	0,48
<i>Programme</i>		0,85	0,89	1,02	1,04

* Hypothèse nulle rejetée ($p < 0,05$) ; $N = 44\ 520$; $\pi(DP) = 0,405$; $Var(DP) = 17\ 728,2$.

Comme le montre le tableau 6, même si la qualité d'ajustement pour les modèles en deux ans après la durée prévue est inférieure aux modèles en durée prévue, chaque modèle demeure supérieur à celui qui le précède. Tous les tests de vraisemblance demeurent significatifs : $LV(M0, M1) = 1704,1$ (df = 2), $p < 0,001$; $LV(M1, M2) = 1068,2$ (df = 6), $p < 0,001$; $LV(M2, M3\text{-TypeA}) = 7029,4$ (df = 4), $p < 0,001$; $LV(M3\text{-TypeA}, M4\text{-TypeB}) = 95,9$ (df = 5), $p < 0,001$.

En contrepartie, la variabilité attribuable aux établissements, comparativement à celle des programmes, augmente. À plus long terme, l'effet des établissements devient donc relativement plus important par rapport à celui des programmes.

Tableau 6

Coefficients standardisés de régression pour l'obtention du diplôme en deux ans après la durée prévue

	M0	M1	M2	M3-TypeA	M4-TypeB
<i>Cst</i>	0,82*	0,87*	1,31*	1,49*	1,60*
	[0,71 ; 0,92]	[0,70 ; 1,04]	[1,14 ; 1,48]	[1,36 ; 1,62]	[1,46 ; 1,74]
Effets fixes					
<i>Masculin</i>			-0,67*	-0,70*	-0,71*
			[-0,72 ; -0,62]	[-0,75 ; -0,65]	[-0,76 ; -0,66]
<i>Ethnicité</i>			-0,04	0,03	0,00
			[-0,13 ; 0,04]	[-0,06 ; 0,12]	[-0,09 ; 0,10]
<i>Âgé-e</i>			-1,19*	-0,64*	-0,63*
			[-1,30 ; -1,08]	[-0,76 ; -0,53]	[-0,75 ; -0,51]
<i>Jeune</i>			0,12*	-0,04	-0,04
			[0,01 ; 0,22]	[-0,15 ; 0,07]	[-0,15 ; 0,07]
<i>Revenu</i>			0,13*	0,10*	0,09*
			[0,10 ; 0,16]	[0,07 ; 0,14]	[0,05 ; 0,12]
<i>Père</i>			0,06*	0,03	0,03
			[0,03 ; 0,09]	[-0,00 ; 0,06]	[-0,00 ; 0,06]
<i>RAS</i>				0,96*	0,90*
				[0,93 ; 0,99]	[0,86 ; 0,93]
<i>IMSE-Défavorisé</i>				0,04	0,04
				[-0,03 ; 0,11]	[-0,03 ; 0,11]
<i>IMSE-Favorisé</i>				-0,02	-0,02
				[-0,09 ; 0,05]	[-0,10 ; 0,05]
<i>ResSec-Privé</i>				0,13*	0,12*
				[0,06 ; 0,20]	[0,05 ; 0,19]
<i>GRP-Rev</i>					0,11*
					[0,04 ; 0,18]
<i>GRP-Père</i>					-0,04
					[-0,13 ; 0,04]
<i>GRP-Eth</i>					0,04
					[-0,02 ; 0,10]
<i>GRP-Frc</i>					0,22*
					[0,16 ; 0,28]
<i>GRP-Mix</i>					-0,00
					[-0,03 ; 0,03]
<i>LV</i>	-26 661	-25 544	-24 808	-22 506	-22 469
R^2_{marg}	0,00	0,00	0,05	0,25	0,29
R^2_{cond}	0,06	0,15	0,19	0,30	0,34
Effets aléatoires					
<i>Établissement</i>	0,45	0,40	0,38	0,34	0,37
<i>Programme</i>		0,63	0,65	0,37	0,35

* Hypothèse nulle rejetée ($p < 0,05$) ; $N = 44\ 520$; $\pi(DP) = 0,698$; $Var(DP) = 9\ 834,6$.

Le modèle M4-TypeB des tableaux 5 et 6 présente la meilleure qualité d'ajustement ; le graphique de la figure 1 présente les ratios de cotes associés aux facteurs de risque les plus importants de ces modèles.

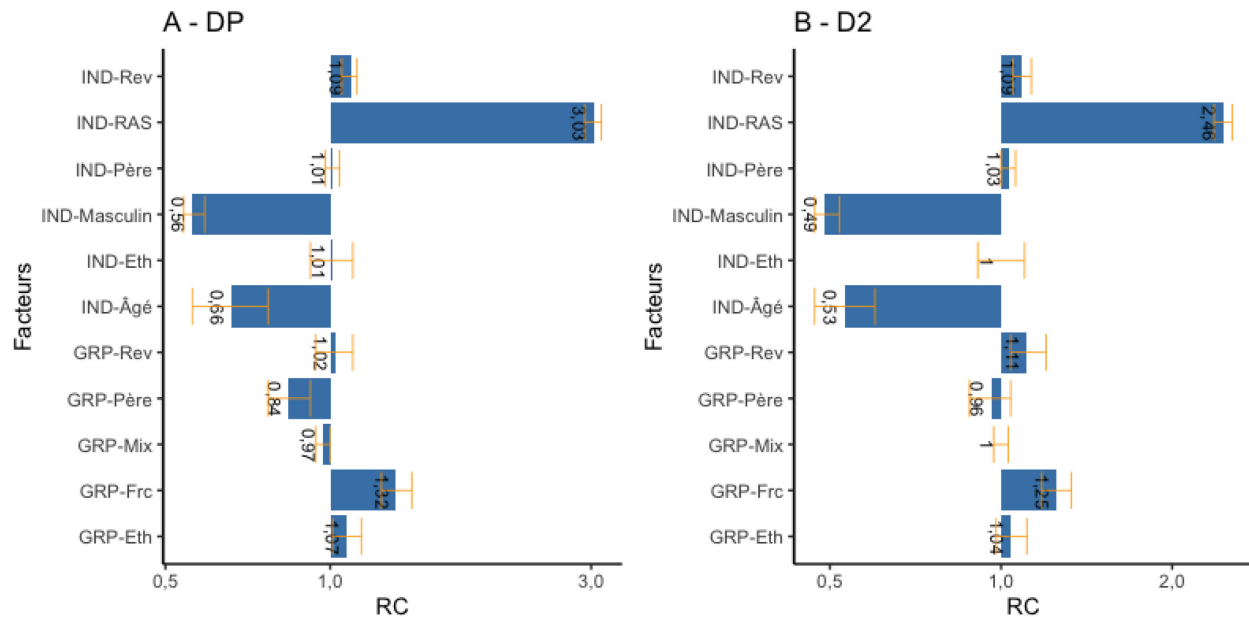


Figure 1. Comparaison des ratios de cotes (RC) des effets individuels et de composition

*A-DP : obtention du diplôme d'études collégiales en durée prévue ; B-D2 : obtention du diplôme d'études collégiales deux ans après la durée prévue ; IND : individus ; GRP : composition.

Parmi les variables de contrôle associées aux individus, la taille de l'effet la plus élevée est de loin le rendement au secondaire (RC = 3,03) ; le fait d'être un garçon (RC = 0,56) ou d'être plus âgé (RC = 0,66) exerce aussi un effet négatif non négligeable. Il en est autrement du revenu familial qui est négligeable ainsi que de l'ethnicité et de la scolarité du père qui sont statistiquement non significatives. Exception faite du rendement scolaire des groupes-cours, les effets de composition (GRP) sont aussi faibles ou non significatifs.

En deux ans après la durée prévue, le portrait est similaire, quoique la taille de l'effet du rendement au secondaire (RC = 2,46) est moins élevée qu'en durée prévue, alors qu'elle est plus grande pour le genre (RC = 0,49) et l'âge (RC = 0,53). Les effets de composition demeurent négligeables ou non statistiquement significatifs, bien que la fréquentation de groupes dont le revenu familial moyen est plus élevé exerce ici un effet très modeste (RC = 1,11), mais

statistiquement significatif. La taille de l'effet du rendement scolaire des groupes-cours demeure l'effet de composition le plus important ($RC = 1,25$), alors que les effets de composition liés à la mixité scolaire, à l'ethnicité et à la scolarité du père sont statistiquement non significatifs.

5. Discussion

Les trois modèles qui sont au cœur du débat public sont les modèles M0, M3-TypeA et M4-TypeB. Le modèle M4-TypeB, lié au premier objectif de la présente étude, est celui qui présente la meilleure qualité d'ajustement ; il s'agit donc du modèle de référence. Le passage du modèle M0 au modèle M4-TypeB, lié au deuxième objectif, permet de juger de la valeur d'une approche par palmarès où seules les données brutes sont prises en compte. Enfin, l'examen du passage du modèle M3-TypeA au modèle M4-TypeB, lié au troisième objectif, permet d'évaluer la prise en compte des effets de composition et, par conséquent, d'évaluer le caractère inégalitaire de l'enseignement collégial québécois.

5.1 Objectif 1

Les résultats mettent en lumière toute l'importance des effets de niveau dans la réussite scolaire au collégial. Dans les modèles M4-TypeB, la part de la variabilité attribuable aux établissements et aux programmes d'études – représentée par l'écart entre les R^2_{cond} et R^2_{marg} – est supérieure à 40 %, en durée prévue, et à 15 %, en deux ans après la durée prévue ; la variabilité attribuable aux établissements représente près de la moitié de ceux attribuables aux programmes en durée prévue (0,48 contre 1,04), alors que l'impact des établissements est légèrement plus important que celui des programmes en deux ans après la durée prévue (0,37 contre 0,35).

5.2 Objectif 2

Les graphiques présentés aux figures 2 (durée prévue) et 3 (deux ans après la durée prévue) permettent de comparer les effets établissements des modèles M0 (à gauche) et M3-TypeA (à droite), placés en ordonnée, à ceux du modèle de référence M4-TypeB, placé en abscisse. Les points placés dans les quadrants 1 et 3 correspondent aux établissements dont les effets n'ont pas changé de direction ; les points placés en haut de la diagonale représentent les établissements dont les risques relatifs ont été surestimés par le modèle de départ, tandis que ceux placés en bas de la diagonale correspondent aux établissements dont les risques relatifs ont été sous-estimés. Les

établissements dont les risques relatifs n'ont pas été modifiés par le passage d'un modèle à l'autre sont agglutinés autour de la diagonale. En contrepartie, les points placés dans les quadrants 2 et 4 correspondent aux établissements dont les effets ont changé de direction en passant d'un modèle à l'autre. La droite de régression entre les modèles (la droite bleue) indique jusqu'à quel point le modèle de départ permet d'estimer correctement les effets établissement réels mesurés par le modèle de référence. Plus cette droite s'approche de la diagonale tiretée rouge, plus le modèle de départ s'avère un bon estimateur des risques relatifs réellement attribuables aux établissements ; le coefficient de détermination (R^2) mesure exactement la qualité de l'estimation.

L'examen des graphiques de gauche des figures 2 et 3 montre que la qualité de l'estimation des effets établissement par M0 est faible pour la diplomation en durée prévue et en deux ans après la durée prévue : la droite bleue est fortement éloignée de la diagonale et les R^2 ne sont que de 0,172 en durée prévue et 0,165 en deux ans après la durée prévue. Dans chacun des deux graphiques, non seulement peu de points se situent tout près de la diagonale, mais le tiers d'entre eux se trouve dans les quadrants 2 et 4 ; ainsi, l'approche par palmarès attribuée à des établissements des effets négatifs – alors qu'ils sont, en fait, positifs – et à d'autres, des effets positifs – alors qu'ils sont en réalité négatifs. Le classement d'établissements par des taux bruts d'obtention du diplôme se révèle donc fortement biaisé.

Les adeptes des palmarès avancent que leurs publications diminuent les biais en classant les établissements par programme, par niveau socioéconomique ou selon la présence ou non de sélection à l'admission. À leur avis, ces palmarès constituent une source d'information valide pour guider les élèves et leurs parents dans le choix d'un établissement scolaire, information qui peut être nuancée par la suite par d'autres moyens. Or, c'est ignorer les biais d'ancrage dont l'importance a été largement démontrée lors d'études en psychologie cognitive par Daniel Kahneman et Amos Tversky dans les situations où l'information est peu accessible (Kahneman, 2011 ; Tversky et Kahneman, 1974). Les palmarès sont souvent la première information scolaire que les gens obtiennent. Cette information crée une ancre, une première impression dont il est difficile de se détacher par la suite.

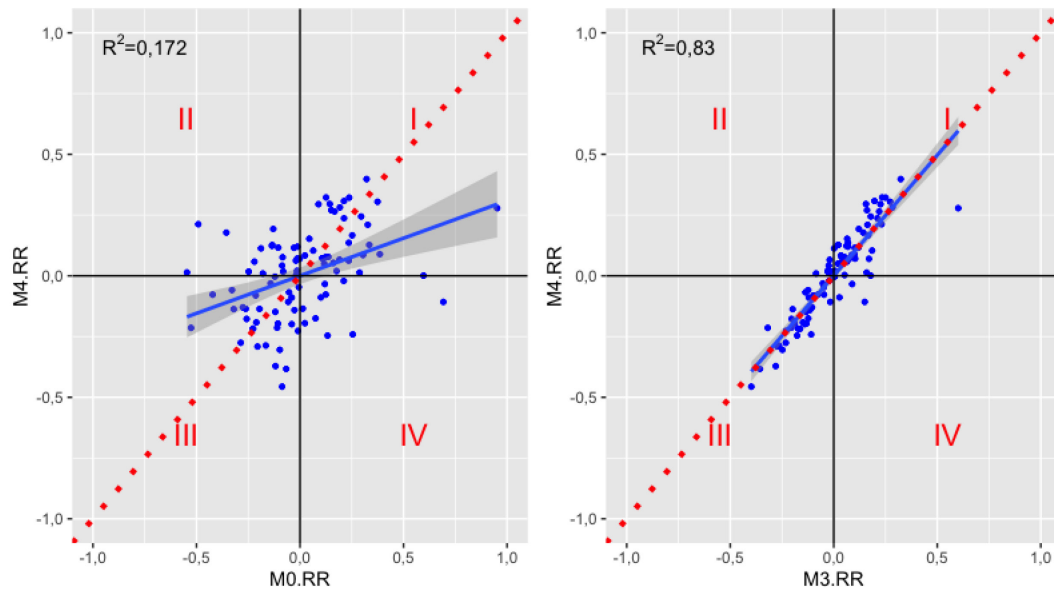


Figure 2. Répartition des effets établissement mesurés en risques relatifs (RR) pour l'obtention du diplôme d'études collégiales en durée prévue

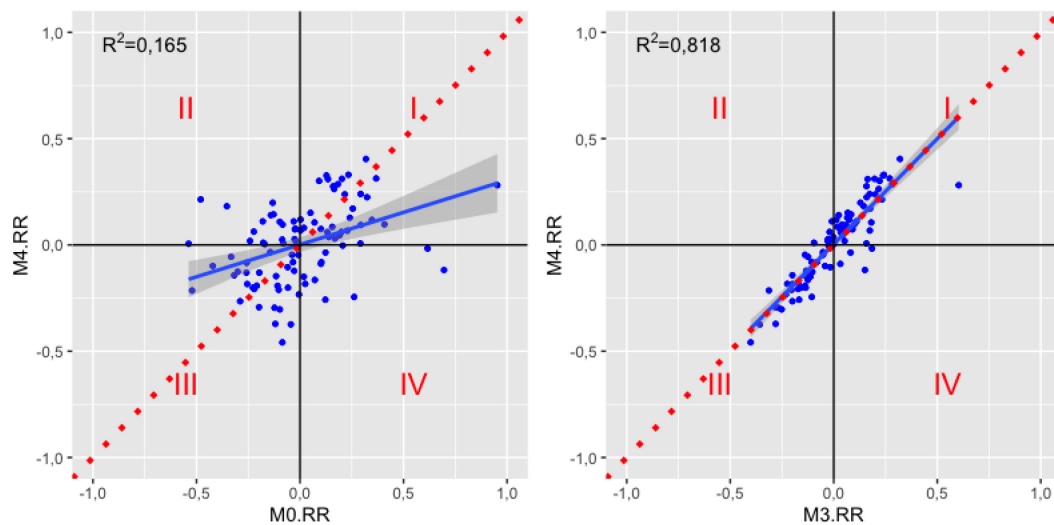


Figure 3. Répartition des effets établissement mesurés en risques relatifs (RR) pour l'obtention du diplôme d'études collégiales en deux ans après la durée prévue

5.3 Objectif 3

L'examen des graphiques de droite des figures 2 et 3 montre que la qualité de l'estimation des effets établissement réels par M3-TypeA est forte : la très grande majorité des points sont concentrés autour de la diagonale, de sorte qu'il y a peu de différence entre les effets de type A et ceux de type B. La droite bleue se confond alors, pour l'essentiel, avec la diagonale (durée prévue

et deux ans après la durée prévue) et les R^2 sont élevés : 0,830 en durée prévue et 0,818 en deux ans après la durée prévue.

Ces résultats remettent donc en question l'affirmation d'un système d'éducation québécois fortement inégalitaire, du moins pour le niveau collégial. Certes, des différences interindividuelles importantes existent et elles expliquent une bonne part des effets établissement observés dans les données agrégées. Cependant, un système ne peut être qualifié d'inégalitaire pour la seule raison que ses établissements accueillent en proportions variables des personnes ayant un rendement scolaire antérieur plus ou moins élevé ou encore ayant un statut socioéconomique plus ou moins favorisé. Pour affirmer le caractère inégalitaire d'un système d'éducation, il faut plutôt démontrer que la répartition inégale des étudiant·e·s entre les établissements ou les programmes engendre des effets de composition qui accentuent les inégalités observées à l'échelle individuelle (Conseil supérieur de l'éducation, 2016b). Or, ces effets de composition, bien que présents au collégial, sont modestes et de nature scolaire, plutôt que socioéconomique ou ethnique. L'enseignement collégial québécois ne peut en soi être qualifié d'inégalitaire.

L'on pourrait objecter que le caractère inégalitaire du système d'éducation québécois se manifeste plutôt en amont des études collégiales, au secondaire. La forte présence des écoles privées en milieu urbain et l'existence de programmes particuliers dont l'admission repose sur la sélection d'élèves plus fort·e·s scolairement entraînent une stratification scolaire propice, à cette étape du parcours scolaire, à des effets de composition. C'est d'ailleurs la position avancée par le Conseil supérieur de l'éducation dans son rapport *Remettre le cap sur l'équité* (2016).

Notre étude, bien qu'elle ne porte que sur le collégial, fait toutefois ressortir la limite des arguments sur lesquels repose la position du Conseil supérieur de l'éducation. En effet, le Conseil s'appuie, d'une part, sur une revue des écrits concernant les effets de composition et, d'autre part, sur un examen comparatif des données agrégées des résultats au *Programme international pour le suivi des acquis* (PISA) des différentes provinces canadiennes.

Pour les auteurs de la revue des écrits servant à étayer le rapport du Conseil supérieur de l'éducation, « il semble que les effets de la mixité sociale à l'école soient réels, cumulatifs et relativement importants » (Rompré, 2015, p. 60). Pourtant, lorsque les auteurs analysent la congruence des modèles théoriques avec les données empiriques, leur examen ne s'appuie que sur un nombre très limité d'études empiriques validant la présence d'effets de composition. Ils reconnaissent que « les données empiriques ne semblent cependant pas valider les modèles de

comparaison » (Rompré, 2015, p. 29). Pourtant, après plus de trente ans de recherches sur les effets de la mixité scolaire, il est admis que la nature et la mesure des effets de composition ne font pas consensus (Thrupp et coll., 2002). Les résultats des études empiriques sur les effets de composition sont contradictoires et, par le fait même, non universels. Des effets de composition sont donc possibles, mais chaque fois l'affirmation de leur présence dans un contexte éducatif précis doit s'appuyer sur des données probantes propres à ce contexte.

Certes, l'empirie mise de l'avant par le Conseil supérieur de l'éducation démontre que la répartition socioéconomique des effectifs scolaires au secondaire est nettement plus inégalitaire au Québec qu'ailleurs au Canada (Conseil supérieur de l'éducation, 2016b, p. 39) et que les écarts entre les résultats des élèves de milieux socioéconomiques favorisé et défavorisé sont aussi nettement plus élevés au Québec (p. 53-54). Toutefois, elle ne réussit pas à démontrer la relation de causalité entre les deux. Les données présentées par le Conseil supérieur de l'éducation sont agrégées et équivalent, toute proportion gardée, à celles présentées au tableau 2 de cet article. Dans ce tableau, on observe d'importantes différences de revenu familial et de scolarité des parents selon l'indicateur de milieu socioéconomique et le réseau (public ou privé) de l'école secondaire de provenance ; ces différences sont fortement corrélées avec les taux d'obtention du diplôme en durée prévue comme en deux ans après la durée prévue, ce qui suggère un fort impact des inégalités socioéconomiques sur la réussite scolaire au collégial.

On sait, depuis l'article fondateur de Robinson (1950), que les données agrégées souffrent d'un biais écologique et que l'on ne peut pas tirer de relations causales à l'échelle individuelle à partir de ces données. Or, les analyses de régression ont montré que les variables socioéconomiques ont, à l'échelle individuelle, un impact modeste sur l'obtention du diplôme d'études collégiales et que les effets de composition ethniques ou socioéconomiques sont négligeables, voire statistiquement non significatifs. L'approche empirique du Conseil supérieur de l'éducation enfreint toutes les prescriptions méthodologiques énoncées précédemment quant à la mesure des effets de composition ; elle ne peut donc pas appuyer sur des éléments de preuve la conclusion selon laquelle le système d'éducation québécois est ségrégationniste.

Une autre recherche menée sur des données du *Programme international pour le suivi des acquis* (PISA) conclut, à partir de régressions logistiques ordinales, que l'accès aux études universitaires au Québec est fortement dépendant de l'école fréquentée ou du programme suivi au secondaire (Kamanzi, 2019 ; Maroy et Kamanzi, 2017). Par rapport aux élèves ayant fréquenté le

secondaire public sans programme enrichi, les ratios de cotes des élèves ayant fréquenté le secondaire privé ou le public avec programme enrichi sont respectivement de 3,5 et 2,5 (Maroy et Kamanzi, 2017, tableau 3). Tout comme dans notre étude, l'introduction de variables individuelles de contrôle permet aux auteurs de montrer que les effets attribuables à l'école secondaire privée ou au programme public enrichi ne peuvent dépendre des différences individuelles. Or, au contraire de notre étude, l'empirie utilisée ne permet pas de mesurer la présence d'effets de composition au secondaire et d'évaluer l'influence qu'ils pourraient exercer sur l'accès à l'université, mais seulement d'énoncer une hypothèse quant à leur présence possible.

En revanche, nos résultats permettent de départager la part de la réussite scolaire au collégial attribuable aux caractéristiques individuelles des étudiant·e·s, à leurs études secondaires, à la composition des groupes-cours fréquentés et aux effets établissement de type B. Les effets établissement de type B relèvent du contexte dans lequel évolue l'établissement, des politiques éducatives qu'il adopte et des pratiques éducatives qu'il met en œuvre.

Par ailleurs, dans un état du débat rédigé à partir d'un examen des écrits sur les effets de composition, Xavier Dumay (2004, p. 17) avance que les processus managériaux et pédagogiques des établissements peuvent aussi être modulés par la composition de la population étudiante qu'ils reçoivent au fil du temps, induisant ainsi des cultures institutionnelles différenciées qui conduisent à des exigences scolaires différentes d'un établissement à l'autre. Or une étude menée sur les exigences scolaires dans l'enseignement secondaire québécois (Guay, 2014) montre que la notation au sein des écoles secondaires québécoises est empreinte de sous-cotation ou de surcotation, traduisant des exigences scolaires différenciées entre les écoles. De même, une étude menée en contexte d'enseignement collégial québécois (Guay et coll., 2020) montre que les étudiant·e·s d'une cohorte donnée font face à des exigences différenciées selon les établissements, et ce, après que les programmes et les caractéristiques individuelles des étudiant·e·s de la cohorte aient été contrôlés. Ces effets établissement sur les exigences scolaires pourraient dépendre des compositions scolaires (et non de variables socioéconomiques) exercées par des cohortes antérieures. Ils influenceraient par la suite l'accès à des programmes universitaires contingentés où l'admission repose pour l'essentiel sur le rendement scolaire au collégial, lui-même tributaire du rendement scolaire au secondaire. Cette dernière étude met aussi en lumière le nivellement qui pourrait découler d'une plus grande mixité scolaire et l'affaiblissement de la qualité de la formation des étudiant·e·s accédant à des programmes universitaires contingentés.

Mais ce n'est pas tout. L'accès à plusieurs programmes d'études collégiales dépend du rendement scolaire de l'élève au secondaire et du cursus suivi en quatrième et cinquième secondaire en mathématiques et en sciences. Or, il n'a pas été démontré que l'accès aux études collégiales, en essence gratuit au Québec, au contraire de ce que l'on retrouve ailleurs en Amérique du Nord, dépende sensiblement du niveau socioéconomique de l'étudiant-e. Or, une série d'études initiées par les travaux de Finnie, Childs et Wismer (2011) (cités dans Conseil de l'éducation supérieur, 2016, p. 50-51) ont démontré que l'accès aux études collégiales paraît peu déterminé par le revenu familial de l'étudiant-e, bien qu'il en aille autrement pour l'accès aux universités québécoises (Kamanzi et Doray, 2015, cités dans Conseil de l'éducation supérieure, 2016, p. 50). Cette conclusion confirme une autre étude dont les résultats empiriques montrent que l'influence du capital économique (mesuré par le revenu familial) sur l'accès aux études secondaires est quasiment nulle (Laplante, Doray, Tremblay, Kamanzi, Pilote et Lafontaine, 2018, tableau 4).

La chaîne logique qui permettrait d'établir un lien de causalité clair et important entre la stratification socioéconomique différenciée de l'enseignement secondaire québécois et l'accès aux études universitaires oblige à démontrer la présence d'effets de composition socioéconomiques importants au secondaire. Ces effets se répercuteraient sur l'accès de l'étudiant-e au collégial, où ils pourraient être amplifiés par de nouveaux effets de composition socioéconomiques au collégial, lesquels exerceraient à leur tour un impact sur l'obtention du diplôme d'études collégiales, condition la plus souvent requise pour l'accès aux études universitaires. Or, à chacune des étapes du parcours, des effets établissement, indépendants des effets de composition socioéconomiques, et plus importants que ces derniers, pourraient influencer le rendement et la réussite scolaires de l'étudiant-e et détermineraient, en bout de piste, son accès à l'université. Les résultats d'une étude soulignant le lien causal entre la forte présence d'écoles secondaires privées subventionnées au Québec et les performances des jeunes Québécois-es aux tests du *Programme international pour le suivi des acquis* (PISA) en mathématiques suggéreraient d'ailleurs l'indépendance et la prépondérance de ces effets d'établissement (Lefebvre, Merrigan et Verstraete, 2011).

6. Conclusion

Après les considérations théoriques, sociologiques, économiques et interactionnistes et la prise en compte de recommandations méthodologiques nécessaires pour l'évaluation d'effets propres aux

établissements, trois objectifs ont été définis pour cette étude : 1) évaluer la contribution des établissements collégiaux à la réussite scolaire ; 2) déterminer comment la contribution diffère de celle présentée dans les palmarès ; et 3) déterminer dans quelle mesure les effets de type B (qui considèrent les variables individuelles et les variables de composition) diffèrent de ceux de type A (qui ne considèrent que les variables individuelles).

À l'égard du premier objectif, les résultats obtenus permettent d'affirmer que les effets des établissements et des programmes collégiaux sont significativement présents, malgré le fait qu'ils sont le plus souvent ignorés dans les travaux portant sur la réussite scolaire, et qu'ils expliquent une part importante de la variance observée. Quant au deuxième objectif, les résultats obtenus démontrent qu'un classement basé sur des données agrégées ne peut expliquer qu'une faible proportion de la variance observée ; ce type de classement est, par conséquent, fortement biaisé et inverse même le signe de l'effet sur la réussite (positif ou négatif) pour le tiers des établissements considérés. Enfin, les résultats obtenus à l'égard du troisième objectif permettent de conclure que les effets de composition scolaires et socioéconomiques sont statistiquement significatifs, mais modestes et n'exercent qu'une influence négligeable sur l'obtention du diplôme. Ainsi, la plus grande part de la variance observée pour la réussite est liée aux variables individuelles. Ces résultats n'appuient donc pas, du moins pour le collégial, l'hypothèse d'un système d'éducation québécois inégalitaire engendré par des effets de composition. Certes, ces résultats ne permettent pas de conclure à la non-existence d'effets de composition au secondaire, mais ils montrent que l'apparence d'inégalités que suggèrent les données agrégées peut s'effacer lorsque le traitement des résultats s'appuie sur une approche méthodologique éprouvée. D'une part, cette approche départage adéquatement les effets de composition socioéconomiques des effets de compositions scolaires et, d'autre part, elle met à profit une analyse multiniveau qui permet d'isoler les effets relevant des caractéristiques des groupes-cours auxquels appartiennent les étudiant·e·s des caractéristiques individuelles de ces mêmes étudiant·e·s.

Bien que cette étude ait tenté d'inclure toutes les variables importantes relevées dans les écrits, certaines n'ont pu être pleinement considérées. C'est le cas de la mesure du revenu (estimée à partir des données disponibles) et de l'ethnicité qui ne permettait pas de séparer explicitement tous les sous-groupes.

Il importe de rappeler que les conclusions de cette étude qui porte sur l'ordre collégial (qui présente des caractéristiques uniques en Amérique) ne peuvent être transposées aux autres ordres

d'enseignement et qu'il serait par conséquent intéressant de mener des études équivalentes, soustractives et multiniveaux, pour les autres ordres d'enseignement en vue de mieux comprendre l'ensemble des facteurs déterminants de la réussite et du rendement scolaire.

ENGLISH TITLE—School Evaluation-The Case of the College

SUMMARY—Based on a cohort study of more than 44,000 students who began their college studies in the fall 2009 semester and involving the main academic and socioeconomic variables likely to influence academic success, this article evaluates the influence of institutions on graduation. Using a subtractive approach and multilevel mixed logistic regression models that consider the most important individual and compositional variables, the results obtained support the hypothesis that colleges and programs exert a statistically significant influence on academic success and explain a significant portion of the observed variance. The results also show that ratings of institutions that are found in rankings based only on aggregate data and in which the main factors influencing academic success are not neutralized, are highly biased, and that, in college education, compositional effects are either modest or negligible. These results, therefore, do not support the hypothesis of an unequal Quebec education system for the college level and call for equivalent, subtractive, and multi-level studies to be conducted for the other levels of education to contribute to a better understanding of all the factors that determine academic success and performance.

KEYWORDS—school effects, rankings, compositional effects, multilevel analysis, college education.

TÍTULO—La evaluación de los centros escolares – el caso del bachillerato

RESUMEN—Nuestro artículo evalúa la influencia de los centros escolares sobre la obtención del diploma correspondiente, basándose en el estudio de una promoción de más de 44000 estudiantes que comenzaron sus estudios de bachillerato en 2009. Nuestro estudio toma en cuenta las principales variables escolares y socioeconómicas susceptibles de influenciar el éxito escolar. Además, utiliza un enfoque sustractivo y modelos multiniveles de regresiones logísticas mixtas para analizar las variables individuales y de composición más importantes. Los resultados apoyan la hipótesis de que los centros escolares de bachillerato y los programas de estudios tienen una influencia estadísticamente significativa sobre el éxito escolar y explican en buena parte la varianza observada. Nuestros resultados también muestran que las clasificaciones de centros escolares de bachillerato a partir de datos agregados por centro tienen sesgos importantes. Así, estos resultados no apoyan la hipótesis de un sistema de educación quebequense desigual para el bachillerato e invitan a desarrollar otros estudios equivalentes, sustractivos y multinivel, para los otros niveles escolares.

PALABRAS CLAVE—Efecto del centro escolar, clasificación, efectos de composición, análisis multinivel, enseñanza en bachillerato.

7. Références

- Agresti, A. (2003). *Categorical data analysis* (2^e édition). John Wiley and Sons.
- Agresti, A. (2018). *An introduction to categorical data analysis* (3^e édition). John Wiley and Sons.
- Anderman, E. M. (2002). School effects on psychological outcomes during adolescence. *Journal of educational psychology*, 94(4), 795-809. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.94.4.795>
- Astin, A. W. (2012). *Assessment for excellence: The philosophy and practice of assessment and evaluation in higher education* (2^e édition). Rowman and Littlefield Publishers.
- Astin, A. W. et Oseguera, L. (2005). Pre-college and institutional influences on degree attainment. Dans A. Seidman (dir.), *College student retention: Formula for student success* (p. 245-276). Greenwood Publishing Group.
- Baillargeon, N. (2007). Et la meilleure école est... privée. *À bâbord*, 21. <https://www.ababord.org/Et-la-meilleure-ecole-est-privée>
- Boudon, R. (1973). *L'inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*. Armand Colin.
- Boyer, M. et Laberge, M. (2008). *Portrait des écoles secondaires du Québec*. Institut économique de Montréal. https://www.iedm.org/files/portrait08_fr.pdf
- Carpentier, R. (2002). *Au collégial : l'orientation au cœur de la réussite*. Conseil supérieur de l'éducation, Québec. <https://www.cse.gouv.qc.ca/wp-content/uploads/2020/01/50-0438-AV-collegial-orientation-coeur-reussite.pdf>
- Clerc, D. (1997). Pierre Bourdieu et le positionnement social des individus. *Alternatives économiques*, 147, 62-67. <https://www.alternatives-economiques.fr/pierre-bourdieu-positionnement-social-individus/00017473>
- Conseil supérieur de l'éducation. (2016a). *Indicateurs Cheminement collégial, version 2016*. Québec.
- Conseil supérieur de l'éducation. (2016b). *Remettre le cap sur l'équité. Rapport sur l'état et les besoins de l'éducation, 2014-2016*. Québec. <https://www.cse.gouv.qc.ca/wp-content/uploads/2016/10/50-0494-RF-cap-sur-lequite-REBE-2014-2016-.pdf>
- Dumay, X. (2004). Effet établissement : effet de composition et/ou effet des pratiques managériales et pédagogiques ? Un état du débat. *Les cahiers de recherche du Groupe interfacultaire de recherche sur les systèmes d'éducation et de formation*, 34. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00603492/document>

- Ellis, P. D. (2010). *The Essential guide to effect sizes: Statistical power, meta-analysis, and the interpretation of research results*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511761676>
- Facal, J. (2020, 18 février). Les anglos sont-ils vraiment meilleurs ? *Journal de Montréal*. <https://www.journaldemontreal.com/2020/02/18/les-anglos-sont-ils-vraiment-meilleurs>
- Finch, W. H., Bolin, J. E. et Kelley, K. (2019). *Multilevel modeling using R* (2^e édition). CRC Press.
- Gelman, A. et Hill, J. (2012). *Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models*. Cambridge University Press.
- Guay, R. (2014). La sur ou sous-cotation des écoles secondaires au Québec et son impact sur la cote de rendement au collégial : examen approfondi. Dans Comité de gestion des bulletins d'études collégiales (dir.), *Rapport du comité de gestion du bulletin des études collégiales adressé aux membres du comité de liaison de l'enseignement supérieur relatif à la cote de rendement au collégial* (annexe D). <https://www.bci-qc.ca/wp-content/uploads/2017/06/05-CGBEC-Rapport-au-CLES-3-septembre-2014-version-complete.pdf>
- Guay, R., Michaud, P., Paquet, F. et Poirier, S. (2020). *La réussite scolaire dans l'enseignement collégial québécois*. Presses de l'Université Laval.
- James, G., Witten, D., Hastie, T. et Tibshirani, R. (2013). *An introduction to statistical learning with applications in R*. Springer.
- Kahneman, D. (2011). *Thinking, fast and slow*. Doubleday Canada.
- Kamanzi, P. (2019). School market in Quebec and the reproduction of social inequalities in higher education. *Social inclusion*, 7(1), 18-27. <https://doi.org/10.17645/si.v7i1.1613>
- Kuh, G. D., Kinzie, J., Schuh, J. H. et Whitt, E. J. (2011). *Student success in college: Creating conditions that matter*. John Wiley and Sons.
- Labrie, Y. et Emes, J. (2020). *Report card on Quebec's secondary schools 2020*. Fraser Institute. <https://www.fraserinstitute.org/studies/report-card-on-quebecs-secondary-schools-2020>
- Lakatos, I. (1976). Falsification and the methodology of scientific research programmes. Dans S. Harding (dir.), *Can theories be refuted? Essays on the Duhem-Quine thesis* (p. 205-259). Springer.

- Lalonde, M. (2011). *Analyse de certains effets établissements sur la réussite scolaire des élèves de niveau collégial au Québec*. Cégep du Vieux Montréal. <https://cdc.qc.ca/parea/787794-lalonde-effets-etablissements-vieux-montreal-PAREA-2011.pdf>
- Laplante, B., Doray, P., Tremblay, É., Kamanzi, P., Pilote, A. et Lafontaine, O. (2018). L'accès à l'enseignement postsecondaire au Québec : le rôle de la segmentation scolaire dans la reproduction des inégalités. *Cahiers québécois de démographie*, 47(1), 49-80. <https://doi.org/10.7202/1062106ar>
- Lapostolle, L. (2006). Réussite scolaire et réussite éducative : quelques repères. *Pédagogie collégiale*, 19(4), 5-7. https://cdc.qc.ca/ped_coll/pdf/Lapostolle_19_4.pdf
- Larose, S., Duchesne, S., Boivin, M., Vitaro, F. et Tremblay, R. E. (2015). College completion: A longitudinal examination of the role of developmental and specific college experiences. *International journal of school and educational psychology*, 3(3), 143-156. <https://doi.org/10.1080/21683603.2015.1044631>
- Lefebvre, P., Merrigan, P. et Verstraete, M. (2011). Public subsidies to private schools do make a difference for achievement in mathematics: Longitudinal evidence from Canada. *Economics of education review*, 30(1), 79-98. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2010.07.005>
- Marks, E. (1967). Student perceptions of college persistence and their intellectual, personality and performance correlates. *Journal of educational psychology*, 58(4), 210-221. <https://doi.org/10.1037/h0024941>
- Maroy, C. et Kamanzi, P. C. (2017). Marché scolaire, stratification des établissements et inégalités d'accès à l'université au Québec. *Recherches sociographiques*, 58(3), 581-602. <https://doi.org/10.7202/1043466ar>
- McNutt, L. A., Wu, C., Xue, X. et Hafner, J. P. (2003). Estimating the relative risk in cohort studies and clinical trials of common outcomes. *American journal of epidemiology*, 157(10), 940-943. <https://doi.org/10.1093/aje/kwg074>
- Ménard, S. (2020, 15 février). Découvrez le premier palmarès des cégeps du Journal. *Journal de Montréal*. <https://www.journaldemontreal.com/2020/02/15/decouvrez-le-premier-palmares-des-cegeps-du-journal-1>
- Nakagawa, S. et Schielzeth, H. (2013). A general and simple method for obtaining R^2 from generalized linear mixed-effects models. *Methods in ecology and evolution*, 4, 133-142. <https://doi.org/10.1111/j.2041-210x.2012.00261.x>

- Peng, C.-Y. J., So, T.-S. H., Stage, F. K. et John, E. P. S. (2002). The use and interpretation of logistic regression in higher education journals: 1988-1999. *Research in higher education*, 43, 259-293. <https://doi.org/10.1023/A:1014858517172>
- Purdie, J. R. et Rosser, V. J. (2011). Examining the academic performance and retention of first-year students in living-learning communities and first-year experience courses. *College student affairs journal*, 29(2), 95-112.
- Québec. (2015). *Indices de défavorisation des écoles publiques 2014-2015*. Gouvernement du Québec. http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/statistiques_info_decisionnelle/Indices_defavorisation_ecoles_2014_2015.pdf
- Raju, D. et Schumacker, R. (2015). Exploring student characteristics of retention that lead to graduation in higher education using data mining models. *Journal of college student retention: Research, theory and practice*, 16(4), 563-591. <https://doi.org/10.2190/CS.16.4.e>
- Raudenbush, S. W. et Willms, J. D. (1995). The estimation of school effects. *Journal of educational and behavioral statistics*, 20(4), 307-335. <https://doi.org/10.2307/1165304>
- Reynolds, D. et Teddlie, C. (dir.). (2002). An introduction to school effectiveness research. Dans *The international handbook of school effectiveness research* (p. 17-39). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203454404>
- Robinson, W. S. (1950). Ecological correlations and the behavior of individuals. *American sociological review*, 15(3), 351-357. <https://doi.org/10.2307/2087176>
- Rompé, G. (2015). *Conférence de comparaisons internationales. Rapport CSE-CNESCO : la mixité sociale à l'école*. Conseil supérieur de l'éducation ; Conseil national de l'évaluation du système scolaire. <https://www.cse.gouv.qc.ca/wp-content/uploads/2015/08/50-2102-RP-mixite-sociale-CSE-CNESCO.pdf>
- Rossmann, J. E. et Kirk, B. A. (1970). Factors related to persistence and withdrawal among university students. *Journal of counseling psychology*, 17(1), 56-62. <https://doi.org/10.1037/h0028636>
- Roy, J. (2013). *La réussite scolaire dans les cégeps : la contribution des facteurs exogènes à l'éducation* [thèse de doctorat, Université Laval]. <https://corpus.ulaval.ca/jspui/bitstream/20.500.11794/24675/1/30493.pdf>

- Sandoval-Hernandez, A. (2008, mars). School effectiveness research: A review of criticisms and some proposals to address them. *Educate-The journal of doctoral research in education*, 31-44. <http://www.educatejournal.org/index.php/educate/article/view/141>
- Seaton, M., Marsh, H. W. et Craven, R. G. (2010). Big-fish-little-pond effect: Generalizability and Moderation: Two Sides of the Same Coin. *American educational research journal*, 47(2), 390-433. <https://doi.org/10.3102/0002831209350493>
- Snijders, T. A. B. et Bosker, R. J. (2011). *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling* (2^e édition). Sage.
- Sperry, R. A. (2015). Predicting first-year student success in learning communities: The power of pre-college variables. *Learning communities research and practice*, 3(1), <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1112680.pdf>
- Thrupp, M., Lauder, H. et Robinson, T. (2002). School composition and peer effects. *International journal of educational research*, 37(5), 483-504. [https://doi.org/10.1016/S0883-0355\(03\)00016-8](https://doi.org/10.1016/S0883-0355(03)00016-8)
- Tinto, V. (2012). *Leaving college: Rethinking the causes and cures of student attrition*. University of Chicago Press.
- Titus, M. A. (2004). An examination of the influence of institutional context on student persistence at 4-year colleges and universities: A multilevel approach. *Research in higher education*, 45(7), 673-699. <https://doi.org/10.1023/B:RIHE.0000044227.17161.f8>
- Tversky, A. et Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science*, 185(4157), 1124-1131. <https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>
- Wilkinson, I. A. G., Hattie, J. A., Parr, J. M., Townsend, M. A. R., Fung, I., Ussher, C., Thrupp, M., Lauder, H. et Robinson, T. (2000). *Influence of peer effects on learning outcomes: A review of the literature*. Auckland UniServices. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED478708.pdf>
- Zhang, J. et Yu, K. F. (1998). What's the relative risk? A method of correcting the odds ratio in cohort studies of common outcomes. *JAMA*, 280(19), 1690-1691. <https://doi.org/10.1001/jama.280.19.1690>

Correspondance

richardguay06@gmail.com
riopel.martin@uqam.ca

Contribution des auteurs

Richard Guay : 50 %
Martin Riopel : 50 %

Ce texte a été révisé par : Lina Scarpellini

Texte reçu le : 25 janvier 2021
Version finale reçue le : 19 mars 2021
Accepté le : 20 mars 2021