

UNE ÉTUDE DE QUELQUES FACTEURS
EXPLICATIFS ET DU RÔLE DES CEGEPS
DANS LA PERFORMANCE SCOLAIRE DES
ÉTUDIANTS A L'UNIVERSITÉ

PAR

JEAN-MICHEL COUSINEAU

JUILLET 1992

REÇU
AOU 19 1992
DOCUMENT 92-05
RELAT II DE M.

Janvier 1992

Jean-Michel Cousineau, Professeur titulaire, Ecole de relations industrielles, et chercheur régulier, Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.), Université de Montréal.

Nous remercions Madame Sophie Mahseredjian pour ses conseils scientifiques vis-à-vis la formulation et l'estimation de l'équation de pondération ainsi que Madame Louise St-Denis dans l'opération de vérification et de validation des données. Plusieurs collègues de l'Ecole, soit Jean-Marie Rainville et Viateur Larouche, ainsi que d'autres départements, François Vaillancourt, Claude Montmarquette et Robert Lacroix, et universités, Pierre Fortin et Claude Felteau, nous ont aussi généreusement fourni des suggestions utiles et fort appréciées. Ce document a été écrit au moment où nous étions professeur invité au Département de sciences économiques à l'Université du Québec à Montréal.

Le texte produit dans ce document de recherche n'engage que la responsabilité de l'auteur. La diffusion de ce document est rendue possible grâce à une subvention du Fonds de recherche interne de l'Ecole de relations industrielles.

ABSTRACT

This study tests empirically the incidence of two key potential predictors in the determination of the performance of students at the university level for a group of students at the undergraduate level (School of Industrial Relations at the Université de Montréal). First, the analysis of the incidence of the Z score reveals a positive and significant association between marks obtained at the university and the individual value of the Z score obtained at the college (preparatory level to universities in Quebec). Second, it is also shown that, *ceteris paribus*, students coming from different colleges have different results at the university level. Finally, a production function type econometric analysis suggests that some causal factors of such differences may rely upon different priorities in the content of the programs, quality and motivation of the students and assessment of the teaching activity.

Key Words : Economics of education, educational output, educational achievement, Z score.

RÉSUMÉ

Cette étude s'emploie tout d'abord à vérifier l'incidence de la cote Z et du collège d'origine sur les résultats scolaires d'un groupe d'étudiants inscrits à l'École de relations industrielles à l'Université de Montréal au cours des années 1985-86 et 1986-87. Les résultats d'estimation supportent l'hypothèse d'un effet de la cote Z et d'un effet collège sur les résultats scolaires de ces étudiants. On y découvre, de plus, que l'enseignement du français constitue la variable la plus importante pour expliquer la performance scolaire des étudiants au collège puis à l'université.

Mots clés : Économie de l'éducation, performance scolaire, réussite scolaire, collèges d'enseignement général et professionnel, la cote Z.

INTRODUCTION

Cette étude a essentiellement pour objectif de présenter des résultats d'estimation relatifs à l'incidence de la cote Z sur les résultats scolaires des étudiants à l'université et de quelques autres facteurs explicatifs de leur réussite scolaire. Il s'agit, à proprement parler, d'une étude de cas. Les étudiants universitaires considérés sont ceux de l'École de relations industrielles à l'Université de Montréal.¹

Par rapport à la littérature existante, cette étude se distingue à deux égards. D'une part, elle se penche sur la question de la réussite scolaire des étudiants engagés dans un programme d'études universitaires qui n'a jamais fait l'objet d'un examen auparavant². D'autre part, elle s'intéresse aux facteurs de formation au collège susceptibles d'affecter la performance des étudiants à l'université. Le "modèle", pour ainsi dire, considère que les résultats scolaires des étudiants sont fonction de facteurs personnels (cote Z) et institutionnels (collèges) et que les facteurs institutionnels sont eux-mêmes fonction des priorités accordées par chacun des collèges en matière de formation des étudiants.

La première section décrit brièvement le cadre de référence; la seconde section teste l'incidence de la cote Z; la troisième teste, de façon complémentaire, l'hypothèse d'un effet collège. Enfin, la quatrième section bâtit une fonction de formation reliant une mesure de l'output des collèges à différents facteurs de formation, puis estime l'incidence de ces facteurs sur la réussite scolaire des étudiants à l'université.

¹ Les termes étudiants, diplômés, etc., s'appliquent autant aux étudiantes qu'aux étudiants.

² L'économie et les sciences comptables et administratives ont déjà fait l'objet d'études aux États-Unis et au Canada. Voir Dagenais (1986).

1. L'ÉCOLE DE RELATIONS INDUSTRIELLES

L'École de relations industrielles offre un programme de baccalauréat spécialisé en relations de travail et en gestion des ressources humaines. Ses diplômés exercent leurs fonctions en tant que conseillers en relations industrielles, agents ou directeurs des ressources humaines. Ils ou elles oeuvrent principalement dans le secteur privé, mais aussi dans les secteurs public et parapublic.

Le programme d'études comprend, pour plus de la moitié de ses 90 crédits universitaires, des cours obligatoires en administration, en gestion des ressources humaines, en relations de travail, en économie, en droit, en psychologie et en sociologie du travail. L'École se considère comme étant un département universitaire professionnel oeuvrant dans une faculté de sciences sociales.

Les étudiants qui s'inscrivent au programme du baccalauréat proviennent, pour la majorité, des collèges d'enseignement général et professionnel du Québec (cégeps). Une part importante, environ 30 % en première année, est aussi constituée d'étudiants provenant d'autres facultés ou départements de la même ou d'une autre université. Il s'agit d'étudiants qui ont l'intention de compléter le baccalauréat, ou encore de se qualifier auprès de ses programmes d'études supérieures après avoir complété une année préparatoire. La majorité des étudiants de l'École est, depuis quelques années, de sexe féminin.

L'admission au programme est contingentée à un maximum de 110 nouvelles inscriptions par année. Chaque année, toutefois, le nombre de candidats qui postulent dépasse largement ce quota. L'École doit donc procéder à une certaine sélection de ces candidats. À l'exception des étudiants qui s'inscrivent à l'année de qualification et pour lesquels d'autres conditions d'admission sont exigées (e.g., baccalauréat universitaire complété, moyenne de B, etc.), la cote Z est utilisée comme outil de sélection. La cote Z est une statistique

relativement simple qui consiste en une mesure du nombre ou de la fraction du nombre d'écart-types qui sépare la note globale obtenue par l'étudiant au cégep de la moyenne obtenue par son groupe de référence (collège). Ce nombre peut varier entre -3 et +3. La question qui se pose alors est de savoir s'il existe une corrélation positive entre la cote Z ainsi calculée et la note qu'obtient l'étudiant inscrit à l'université.

2. L'EFFET DE LA COTE "Z"

Afin de maximiser la taille de l'échantillon, la banque de données qui a servi à l'estimation de l'incidence de la cote Z sur les résultats scolaires des étudiants à l'université ne se restreint pas au seul groupe d'étudiants en provenance des cégeps. Elle inclut ceux et celles qui proviennent de l'Université de Montréal ou d'une autre université. Cette banque de données est extraite des fichiers administratifs et académiques de l'École de relations industrielles incorporant l'information sur la cote Z de l'étudiant, son collège ou son université d'origine et sa note moyenne obtenue à l'École après avoir complété un certain nombre de crédits.³

Deux populations sont à l'étude, soit A) celle qui a été admise à l'automne 1985 et pour laquelle il existe un bulletin de notes pour les deux premiers semestres d'études à l'École en 1985-86, puis B) celle qui a été admise à l'automne 1986 et pour laquelle il existe un bulletin de notes pour le premier semestre de 1986-87. Dans les deux cas, la presque totalité des cours suivis sont des cours obligatoires. Au total, le nombre d'observations est de 209.

3. Le modèle

Le modèle de base est simple. Il s'agit de savoir si la note moyenne de l'étudiant pour l'ensemble des cours suivis (NOTE) est une fonction positive de la cote Z (COTE),

³ Ces données nous ont été généreusement fournies par le professeur Jean-Marie Rainville et compilées par Micheline Plante.

i.e. si $NOTE = f^+(COTE)$. Une variable UNIV, égale à l'unité lorsque l'étudiant a déjà suivi des cours dans une université et à 0 autrement, est ajoutée au modèle de façon à tenir compte des étudiants qui avaient déjà acquis de l'expérience à l'université. Une variable AN, égale à l'unité lorsque l'étudiant appartient au groupe A (1985-86) et à 0 lorsqu'il appartient au groupe B (1986-87), a aussi été ajoutée de façon à tenir compte du fait qu'il s'agit de deux populations distinctes. Les résultats d'estimation sont présentés à l'équation (1). La méthode d'estimation est celle des moindres carrés ordinaires :

$$(1) \quad NOTE = 68,22 + 5,96 COTE + 5,92 UNIV - 2,03 AN$$

$$\quad \quad \quad (86,07) \quad (6,13) \quad \quad \quad (5,94) \quad \quad \quad (-2,19)$$

$$NOBS = 209 \quad F = 24,4 \quad R^2 = 0,2629 \quad \bar{R}^2 = 0,2521$$

Les statistiques "t" apparaissent entre parenthèses sous les coefficients.

Interprétation des résultats

L'équation (1) confirme l'hypothèse d'une association positive et significative sur le plan statistique entre la cote Z, d'une part, et la note de l'étudiant, d'autre part. L'écart-type du coefficient de la variable COTE est six fois plus petit que ce coefficient.

Par ailleurs, l'interprétation qu'on peut donner au coefficient de la variable COTE est que chaque dixième d'écart-type dans la cote Z entraîne une variation correspondante dans la note de l'étudiant de six dixièmes de point de pourcentage, ou encore qu'une variation d'un écart-type dans la COTE Z entraîne une variation de 6 % dans la note⁴.

Le terme constant représente le résultat scolaire qu'obtiendrait un étudiant du groupe B (1986-87) dont la cote Z serait 0, soit un étudiant moyen, et qui proviendrait directement d'un

⁴ Dagenais (1986) et Dagenais et Dagenais (1988) trouvent des résultats tout aussi significatifs, mais avec des coefficients plus près de quatre que de six pour les étudiants en administration aux HÉC (École des Hautes Études Commerciales).

cégep ($UNIV = Z = AN = 0$). Cette note s'établit à 68,22 %. Pour l'étudiant du groupe A ($AN = 1$), cette note serait inférieure de 2,03 points de pourcentage.

En ce qui a trait aux étudiants qui ont déjà acquis de l'expérience à l'université ($UNIV$), leurs notes à l'École seraient, toutes choses égales par ailleurs, de 5,9 points de pourcentage supérieures à celles de leurs collègues du cégep. Ce résultat n'est pas surprenant en soi. D'une part, ces étudiants disposent de plus de préparation et d'information sur l'université, le programme de relations industrielles, leurs propres intérêts et leurs capacités de réussir. D'autre part, il faut compter sur le fait qu'un critère d'admission ainsi que la note de passage pour ceux qui sont inscrits en maîtrise préparatoire sont de 70 % et non de 60 % comme c'est le cas pour les étudiants réguliers du baccalauréat.

3. L'EFFET COLLÈGE

Nous avons considéré deux manières de tester l'effet collègue. La première consiste à aligner un ensemble de variables dichotomiques par cégep, identifiant, dans le modèle, le collègue d'origine correspondant à chaque observation. La deuxième manière consiste à se doter d'un indice synthétique reflétant la performance des différents collèges.

Dans le premier cas, l'hypothèse d'un effet collègue serait confirmée si les variables dichotomiques exerçaient un effet significatif sur les résultats scolaires des étudiants à l'université. Elle serait rejetée si aucune de ces variables ne s'avérait significative.

Les données qui ont servi à l'estimation de l'effet collègue proviennent de la même banque de données que précédemment. Treize cégeps sont identifiés, dix de ceux-ci comprennent quatre observations ou plus, trois n'en comportent que trois.⁵ Quatre cégeps

⁵ Les cas comportant moins de trois étudiants ont été exclus de l'échantillon.

forment l'unité de référence ou point de comparaison⁶. Au total, nous disposons de 95 observations individuelles représentant 67 % de la clientèle étudiante en provenance des cégeps.

Les résultats d'estimation sont présentés dans l'équation (2). Tout comme dans le cas précédent, la méthode d'estimation est celle des moindres carrés ordinaires et les statistiques "t" apparaissent, entre parenthèses, sous les coefficients.

$$\begin{aligned}
 (2) \quad \text{NOTE} = & 64,64 + 6,19 \text{ COTE} - 1,94 \text{ AN} \\
 & (35,06) \quad (3,87) \quad (-1,24) \\
 & + 9,4 \text{ C1} + 6,3 \text{ C6} \\
 & (2,24) \quad (1,47) \\
 & + 5,2 \text{ C2} + 3,7 \text{ C7} \\
 & (2,51) \quad (1,54) \\
 & + 7,5 \text{ C3} + 3,1 \text{ C8} \\
 & (2,75) \quad (0,93) \\
 & + 5,9 \text{ C4} + 0,6 \text{ C9} \\
 & (2,27) \quad (0,15) \\
 & + 6,73 \text{ C5} \\
 & (2,01)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,3326 \quad \bar{R}^2 = 0,2442 \quad F = 3,761 \quad \text{NOBS} = 95$$

On y observe, tout comme dans le cas où on ne tenait pas compte de l'effet collègue, un coefficient positif de la variable COTE et un coefficient négatif pour la variable AN. Le coefficient de la variable COTE est du même ordre de grandeur que précédemment. La variable AN n'est toutefois plus significative.

En ce qui a trait à l'effet collègue comme tel, on note deux groupes de variables. Un premier groupe qui se différencie significativement de l'unité de référence, i.e. les collègues C1

⁶ L'unité de référence a été choisie en fonction de premiers résultats d'estimation qui montraient que les étudiants en provenance de ces cégeps affichaient les plus faibles performances (15 observations). La répartition des observations par collègue est donnée à l'annexe B.

à C5, et un deuxième groupe (C6 à C9) qui ne s'en différencie pas. Dans le cas de C1, par exemple, on trouve que les étudiants en provenance de ce collège obtiennent, toutes choses égales par ailleurs, une note de 9,4 points de pourcentage supérieure à celle des étudiants en provenance des collèges compris dans l'unité de référence. Dans le cas du collège C2, la différentielle est de 5,2 points de pourcentage, et ainsi de suite, jusqu'au collège C5. Dans le cas des collèges C6 à C9, on note aussi des différentielles positives, mais elles ne sont jamais significativement différentes de l'unité de référence⁷.

La seconde façon que nous avons utilisée pour procéder au test de l'effet collège est de recourir à une variable synthétique représentant, autant que possible, la performance des différents collèges. Pour ce faire, nous nous sommes servis d'une partie de l'information contenue dans l'Enquête menée par la revue *L'Actualité* et publiée dans son numéro de février 1991 (volume 16, no 2, p.21 à 27). Cette enquête s'appuie sur un questionnaire de six pages révisé par un comité de quatre directeurs pédagogiques qui ont fait une critique du questionnaire. Les questionnaires ont été transmis aux 54 collèges francophones du Québec et les entrevues se sont faites par téléphone auprès des 51 directeurs pédagogiques répondants. Les questions portaient sur l'équipement, la motivation des élèves, le corps enseignant et l'encadrement pédagogique. Dans le bloc "encadrement pédagogique", deux éléments pouvaient servir à la mesure de la performance des différents collèges. Le premier portait sur le taux de diplomation (toutes les variables sont présentées sous forme d'indice variant de 0 % à 100 %) et un autre, sur la fréquence et le contrôle des examens par les services pédagogiques. Nous avons retenu, pour indice de performance, la moyenne de ces deux indices. Cette variable, appelée TEX, a donc été substituée aux variables dichotomiques collégiales en tant qu'indice de "classement" des différents collèges. L'intérêt de cette variable

⁷ Dagenais et Dagenais (1988, p. 85), en adaptant une procédure analogue pour les étudiants des HÉC, trouvent un écart de 4 points de pourcentage entre les collèges à performance supérieure et ceux à performance inférieure. Par rapport aux résultats publiés dans la revue *L'Actualité*, dont nous reparlerons dans les paragraphes suivants, ils se comparent entre eux très bien. Les meilleurs collèges tout comme les moins performants restent les mêmes. Seuls quelques collèges intermédiaires passent soit au rang des plus haut cotés soit à celui des plus faiblement cotés.

est qu'elle peut servir par la suite de variable dépendante dans un modèle où on chercherait à en expliquer la variance. Au préalable, cependant, il convenait de vérifier si elle exerçait un effet quelconque sur les résultats scolaires des étudiants. Suivant la même méthodologie et les mêmes modalités que dans les équations précédentes, l'équation (2b) rapporte les résultats de cette estimation⁸.

$$(2b) \text{ NOTE} = 63,91 + 5,46 \text{ COTE} - 2,43 \text{ AN} + 0,11 \text{ TEX}$$

$$(33,31) \quad (3,71) \quad (-1,70) \quad (3,26)$$

$$\text{NOBS} = 95 \quad F = 12,435 \quad R^2 = 0,2907 \quad \bar{R}^2 = 0,2674$$

Cette équation confirme l'hypothèse d'un effet positif, significatif et autonome de la variable TEX sur les résultats scolaires des étudiants. Son coefficient est de 0,11 et sa statistique "t" est de 3,26. Chaque évaluation de 10 % supérieure d'un collège par rapport à un autre amène un écart de 1,1 % dans les notes. Entre le collège le mieux classé (95 %) et le collège le moins bien classé de l'échantillon (18,5 %), l'écart dans les notes obtenues par les étudiants peut être de 8,4 %, chiffre qui correspond aux ordres de grandeurs trouvés dans le test précédent.

Cette respecification du modèle confirme à nouveau l'influence positive et significative de la cote Z sur les résultats scolaires des étudiants et produit un R^2 corrigé de 0,261, supérieur à tous les résultats précédents. Il semble donc que la cote TEX apporte quelque chose à l'explication des disparités interindividuelles de performance dans les résultats scolaires des étudiants. Il reste à voir cependant ce qui peut bien expliquer la variabilité observée dans cet indice.

⁸ L'annexe C fournit quelques statistiques de base sur les variables comprises dans l'équation (2b).

4. UNE EXPLICATION DE L'EFFET COLLÈGE

Si on accepte que l'indice TEX joue le rôle de mesure empirique de l'output d'un collègue, il convient alors de le spécifier en termes de fonction de formation. Une fonction de formation est analogue à une fonction de production incorporant l'output, d'une part, et les différents facteurs de production, d'autre part. De façon classique, les fonctions de production s'écrivent :

$$X = f(K, L, M, T)$$

où X est l'output,

K, le capital,

L, le travail,

M, la matière première

et T, la technologie de production.

Comme variable empirique pour chacune de ces variables théoriques, nous avons choisi :

$$X = \text{TEX}$$

$$K = \text{EQ}$$

$$L = \text{EV}$$

$$M = \text{DEC}$$

$$T = \text{FR}$$

où TEX a été définie précédemment comme la moyenne des indices de diplômation et de fréquence (contrôle) des examens. La variable EQ est celle des équipements. Elle incorpore l'information contenue dans l'Enquête de la revue *l'Actualité* sur les bibliothèques, les salles de travail, les ordinateurs, les institutions culturelles (théâtre, galeries d'art, etc.) et les

installations sportives. L'indice est quantitatif (e.g., nombre de volumes dans les bibliothèques) plutôt que qualitatif (e.g., collections pertinentes, usage et mises à jour) et il exclut les équipements de laboratoire⁹.

Dans le cas de la variable EV (évaluation de l'enseignement), nous disposons d'une variable qui mesure, sur une échelle de 0 à 100 %, le degré d'institutionnalisation de la politique d'évaluation. Sur le plan théorique, on serait tenté d'avancer qu'il y a des avantages à instituer des mécanismes permettant d'évaluer la performance et la productivité des professeurs. Par ailleurs, il se peut également, du fait de l'existence d'une telle politique, que celle-ci attire des professeurs acceptant et préférant ce mode de fonctionnement. Ce serait d'ailleurs davantage le cas si, derrière le facteur évaluation de l'enseignement, il se cachait une variable valorisation de l'enseignement. Dès lors, on pourrait avancer qu'il s'agit moins d'une variable de contrôle que d'une variable d'encadrement dans un contexte où l'enseignement occupe une place privilégiée dans l'institution.

La motivation des élèves est un autre facteur qui risque de jouer un rôle important dans la réussite scolaire au collège, puis plus tard à l'université. La variable DEC a pour objet de tenir compte de cet effet de motivation, mais aussi des qualifications à l'entrée de ces mêmes élèves. En effet, par le jeu de la réputation, de prétests ou d'autres politiques de recrutement, il arrive que certains collèges réussissent mieux que d'autres à s'attirer les élèves les plus motivés et les plus qualifiés. La variable DEC, définie sur la base du pourcentage d'élèves terminant leur diplôme d'études collégiales (général) en deux ans, vise à apprécier cet effet.

La variable FR mesure, pour sa part, l'insistance ou la priorité qui est accordée à l'enseignement du français. Les différents sous-indices qui la composent portent sur "le dépistage des élèves faibles (test d'entrée, résultats au secondaire), cours de rattrapage

⁹ Pour d'autres modèles s'adressant à des étudiants non universitaires, voir Summers et Wolfe (1977) et Montmarquette et Mahseredjian (1989). De façon générale, ces modèles insistent davantage sur les caractéristiques des élèves et de leurs parents. Par un jeu de variables croisées, toutefois, Summers et Wolfe (1977) trouvent des effets institutionnels différenciés selon les caractéristiques socioéconomiques (e.g., race) des élèves.

obligatoires, la pénalisation des fautes de français dans les travaux écrits, l'existence d'un centre d'aide en français et l'obligation de réussir une épreuve de sortie en français pour obtenir son diplôme" (p. 27).

L'indice des équipements (EQ) a été retenu comme tel à partir d'une moyenne pondérée pour les différents sous-indices le composant. Parce qu'il existait un certain nombre de données manquantes pour certains indices, dont la variable DEC principalement, nous avons dû limiter notre échantillon aux 31 cégeps pour lesquels il n'existait aucune donnée manquante¹⁰. Les résultats d'estimation par les moindres carrés ordinaires sont donnés, selon la formulation usuelle, à l'équation 3, tandis que le tableau 1 fournit la pondération issue d'une estimation non linéaire contraignant chacun des coefficients à être compris entre 0 et 1 ainsi que la somme de ces coefficients à être égale à l'unité¹¹.

$$(3) \quad \text{TEX} = 0,06 \text{ EQ} + 0,22 \text{ EV} + 0,26 \text{ DEC} + 0,36 \text{ FR}$$

$$(0,60) \quad (2,46) \quad (2,12) \quad (3,13)$$

$$\text{NOBS} = 31 \quad F = 73,829 \quad R^2 = 0,500 \quad \bar{R}^2 = 0,4449$$

L'équation (3) confirme l'existence d'une fonction de production scolaire composée de quatre grands facteurs de formation. Chaque facteur est affecté d'un coefficient positif et significatif, à l'exception du facteur équipement qui est non significatif. Dans l'ensemble, les quatre variables explicatives de l'équation (3) expliquent 50 % de la variance de la variable de performance. Chacun des coefficients des variables explicatives indique le changement dans l'indice TEX associé au changement dans les indices EQ, EV, DEC et FR. C'est ainsi, par exemple, que l'indice FR (français) est celui qui a le plus d'impact à la marge. En effet, chaque accroissement de 10 points de pourcentage dans cet indice augmente TEX de

¹⁰ L'annexe D fournit quelques statistiques de base sur l'ensemble de ces variables.

¹¹ La formule retenue et les détails méthodologiques (algorithme) sont présentés à l'annexe A.

3,6 points de pourcentage. L'indice EQ (équipement) est celui qui a le plus petit effet (0,6 points) et les indices EV et DEC ont des effets intermédiaires (2,2 et 2,6 points respectivement).

La première colonne du tableau 1 présente, pour sa part, la pondération qui reconstitue, au mieux l'indice TEX.

Tableau 1
Pondération des facteurs dans la fonction de formation et incidence
de ces facteurs sur les résultats scolaires à l'université

	Pondération %	Incidence points de %
EQ	3,5	0,7
EV	29,7	2,4
DEC	27,5	2,9
FR	39,3	4,0
Total	100,0	10,0

Tout comme dans le cas précédent, le facteur priorité au français est le plus important. Son poids est de 39,2 %. Le second facteur en importance est celui de l'évaluation de l'enseignement (29,7 %), puis le troisième, celui du diplôme d'études collégiales obtenu en deux ans (27,5 %). Le quatrième facteur est celui de l'équipement (3,5 %). La seconde colonne de ce même tableau rapporte une mesure de l'incidence de chacun de ces facteurs de formation au collégial sur les résultats scolaires obtenus à l'université. L'écart, ainsi généré par les valeurs minimales et maximales de chaque facteur sur la variable TEX (équation (3)), est transposé en notes ou résultats scolaires via l'équation (2b)¹².

Un étudiant théorique qui disposerait d'une formation préparatoire comprenant la cote maximale sur chaque facteur serait donc en mesure d'obtenir une note de 10 % supérieure à ses

¹² La formule exacte est $100 \times \text{coefficient de la variable de facteur dans l'équation (3)} \times \text{coefficient de la variable TEX dans l'équation (2b)}$.

collègues provenant d'un collège offrant une cote minimale. Si on soustrait l'effet du biais de sélection (variable DEC), l'effet net demeure tout de même appréciable puisqu'il se situe à 7 points de pourcentage.

La formule retenue ici est linéaire et additive. Dans les faits, il serait préférable qu'elle soit multiplicative et interactive, de même que d'autres facteurs de formation mériteraient plus d'attention¹³. Néanmoins, il ressort clairement de cette analyse que les différents collèges sont en mesure d'améliorer la performance de leurs étudiants à l'université, et cela, quelque soit la qualité et le niveau de leur motivation à l'arrivée.

CONCLUSION

Ce texte avait essentiellement pour objectif de présenter trois résultats d'estimation se rapportant à la performance des étudiants à l'université dans un programme d'études particulier ainsi qu'à quelques facteurs explicatifs de cette performance.

Il a été montré que la cote Z individuelle de l'étudiant pouvait servir de prédicteur de cette performance. Toutes choses égales par ailleurs, chaque variation d'un dixième d'écart-type dans la cote Z fait varier la note de l'étudiant de 0,5 à 0,6 dixième de point de pourcentage.

¹³ D'une part, nous croyons, par exemple, qu'une priorité accordée au français, combinée à des élèves qualifiés et motivés, aura plus d'effets à elle seule (et vice-versa) que si elle n'était pas ainsi combinée. D'autre part, on peut rappeler que Dagenais (1986) identifie, entre autres, le programme d'origine au collégial (sciences pures vs. sciences sociales et humaines) comme étant un facteur explicatif des différences observées dans les résultats scolaires à l'université. Le contenu mathématique et formel des études en sciences pures pourrait donc constituer un facteur explicatif, quoiqu'il soit difficile, dans ce cas, de le séparer des effets de biais de sélection. Finalement, il faut reconnaître que des valeurs humanistes, telles le dépassement de soi, l'engagement et le service aux autres comme projet éducatif, sont plus difficilement quantifiables mais non moins importantes comme sources potentielles d'explication de performance scolaire.

En second lieu, apparaît l'effet collège. Dans notre échantillon de treize collèges, cinq de ces collèges se distinguaient des autres par des résultats scolaires plus élevés, toutes choses égales par ailleurs. L'ordre de grandeur qui pouvait séparer les collèges les plus forts des collèges les plus faibles varie entre 5,2 et 9,4 points de pourcentage dans les résultats scolaires des étudiants issus de ces différents collèges. En choisissant un indice unique de performance qui différencie les collèges les uns des autres, cet écart entre le plus faible et le plus haut coté s'évalue à 8,4 %, ce qui constitue un effet non négligeable et comparable à la première méthode.

Pour terminer, nous avons cherché les causes possibles des écarts de performance des différents collèges. Une part importante de ces écarts pouvait provenir du biais de sélection des élèves. Environ 27 % si on s'en tient à la variable DEC. Par ailleurs, celle-ci n'apparaissait pas la plus importante. Elle était légèrement inférieure, en termes d'importance relative, à celle de l'évaluation de l'enseignement (30 %), et elle était largement dépassée par la variable associée à la priorité accordée au français (40 %). Dans notre échantillon, et pour la population visée, l'enseignement du français constitue donc la variable la plus importante pour expliquer la performance scolaire des étudiants au collège (en termes de diplômation), puis à l'université (en termes de notes). Seule la variable d'équipement affiche un effet marginal (3 %), ce qui n'est peut-être pas surprenant compte tenu des aspects plutôt quantitatifs que qualitatifs de cette variable, mais aussi de la nature du secteur d'activité considéré.

ANNEXE A
ESTIMATION DU POIDS DES FACTEURS
DANS LA DÉTERMINATION DE L'INDICE DE RÉUSSITE

L'estimation se fait par une procédure de maximum de vraisemblance en supposant que les erreurs sont additives et distribuées normalement. L'algorithme suit une méthode quasi-Newton. Le logiciel est celui de Shazam (version 6.1 (1988)). Des informations de base sur les méthodes d'estimation non linéaires sont données dans Maddala (1977). D'autres sources plus spécialisées sont aussi données dans Shazam (p. 115).

L'équation estimée est la suivante :

$$\begin{aligned} \text{TEX} = & \exp(D1)/(1 + \exp(D1) + \exp(D2) + \exp(D3)) * \text{EV} \\ & + \exp(D2)/(1 + \exp(D1) + \exp(D2) + \exp(D3)) * \text{FR} \\ & + \exp(D3)/(1 + \exp(D1) + \exp(D2) + \exp(D3)) * \text{EQ} \\ & + (1/(1 + \exp(D1) + \exp(D2) + \exp(D3))) * \text{DEC} \end{aligned}$$

Les poids estimés correspondent, pour leur part, aux expressions qui précèdent chaque variable.

ANNEXE B
RÉPARTITION DES OBSERVATIONS PAR COLLÈGE (ÉQUATION 2)

Tableau B
Répartition du sous-échantillon de treize cégeps

	%
C1	3,1
C2	24,2
C3	10,5
C4	13,7
C5	9,5
C6	5,3
C7	5,3
C8	6,3
C9	3,2
C10	5,3
C11	6,3
C12	3,1
C13	4,2
Total	100,0

Source : voir texte.

ANNEXE C
STATISTIQUES RELATIVES AUX VARIABLES CONTENUES DANS L'ÉQUATION 2b

Tableau C
Statistiques relatives aux variables de l'équation 2b

	NOBS	moyenne	écart-type	variance	valeur minimum	valeur maximum
NOTE	95	68,899	7,6658	58,765	49,3	90,4
COTE	95	0,19372	0,48843	0,23856	-0,644	1,533
TEX	95	46,316	19,493	379,96	18,5	95,0
AN	95	0,55789	0,49927	0,24927	0	1

ANNEXE D
STATISTIQUES RELATIVES AUX VARIABLES CONTENUES DANS L'ÉQUATION 3

Tableau D
Statistiques relatives aux variables de l'équation 3

	NOBS	moyenne	écart-type	variance	valeur minimum	valeur maximum
TEX	32	47,219	21,593	466,24	12,0	95,0
EV	32	34,062	38,257	1463,6	0	100,0
FR	32	59,719	22,465	504,66	8,0	92,0
DEC	32	52,219	27,010	729,53	0	100,0
EQ	32	72,187	13,010	169,25	45,0	95,0

BIBLIOGRAPHIE

L'Actualité (1991), "Le palmarès des collèges", 16(2), Montréal, 21-27.

Dagenais, Denyse L. (1986), "Analyse de la performance d'étudiants au baccalauréat en administration en fonction de leurs caractéristiques à l'entrée", *L'Actualité économique* 62(2), Montréal, 185-209.

Dagenais, Denyse L. et Marcel G. Dagenais (1988), "Modèle d'analyse du cheminement des étudiants dans un programme universitaire de premier cycle", *Annales d'économie et de statistique* (10), 75-95.

Hanushek, E.A. (1986), "The Economics of Schooling", *Journal of Economic Literature* XXIV, 1141-1177.

Maddala, G.S. (1977), *Econometrics*, McGraw-Hill.

Montmarquette, Claude et Sophie Mahseredjian (1989), "Does School Matter for Educational Achievement? A Two-Way Nested-Error Components Analysis", *Journal of Applied Econometrics* 4, 181-193.

Shazam (1988), *Econometrics Computer Program, User's Reference Manual*, version 6.1, Kenneth J. White, Shirley A. Haun, Nancy G. Horsman et S. Donna Wong, McGraw Hill Book Company, Montréal.

Summers, Aneta A. et Barbara Wolfe (1977), "Do Schools Make a Difference?" *American Economic Review* 67(4), septembre, 639-652.