

La méthode de conversion de la cote de rendement au collégial (cotes *R*) en moyenne cumulative exprimée en pourcentage

Denis Savard and Serge Sévigny

Volume 30, Number 3, 2007

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1085731ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1085731ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (print)

2368-2000 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Savard, D. & Sévigny, S. (2007). La méthode de conversion de la cote de rendement au collégial (cotes *R*) en moyenne cumulative exprimée en pourcentage. *Mesure et évaluation en éducation*, 30(3), 99–128.
<https://doi.org/10.7202/1085731ar>

Article abstract

This article examines the basic premises underlying the formula converting R scores into cumulative percentage grades. Since 2003, this method is used by Québec universities ranked in MacLean's magazine. However, the scope of this conversion formula largely exceeds the simple classification of institutions for which it was conceived. In fact, Cegep students are seriously disadvantaged when their cumulative average is compared to that of high school graduates from other Canadian provinces. To be equitable, the R score-to-percentage conversion method should be used each time the grades of Cegep graduates are compared to those of their high school peers elsewhere in Canada during the admission process (access to limited enrolment programs, eligibility for bursaries based on merit or achievement awards) or as a measure to compare the performances of educational institutions or systems.

La méthode de conversion de la cote de rendement au collégial (*cotes R*) en moyenne cumulative exprimée en pourcentage

Denis Savard

Serge Sévigny

Université Laval

MOTS CLÉS: Enseignement supérieur, mesure de performance, palmarès d'établissements, universités, collèges, cotes R

Le présent article décrit les fondements de la formule de conversion des cotes de rendement au collégial, les cotes R, en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage. Cette moyenne est utilisée depuis 2003 par les universités québécoises participant au palmarès des universités du magazine Maclean's. L'utilité de la formule développée dépasse largement les simples fins de classement des établissements pour lesquelles elle a été élaborée. Dans les faits, la moyenne cumulative brute des cégepiens ne peut être comparée sans désavantager sérieusement ceux-ci par rapport aux finissants du secondaire des autres provinces canadiennes. Par souci d'équité, cette formule, qui convertit les cotes R en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage, devrait être utilisée dans tous les cas où les résultats des finissants de cégeps sont comparés à ceux de leurs homologues du secondaire des autres provinces dans le cas de processus de sélection (accès aux programmes contingentés, octroi de bourses au mérite ou de prix d'excellence) ou de mesure comparative de la performance des établissements ou des systèmes.

KEY WORDS: Higher education, performance measures, university ranking, universities, colleges, R score

This article examines the basic premises underlying the formula converting R scores into cumulative percentage grades. Since 2003, this method is used by Québec universities ranked in MacLean's magazine. However, the scope of this conversion formula largely exceeds the simple classification of institutions for which it was conceived. In fact, Cegep students are seriously disadvantaged when their cumulative average is compared to that of high school graduates from other Canadian provinces. To be equitable, the R score-to-percentage conversion method should be used each time the grades of Cegep graduates are compared to those of their high school peers elsewhere in Canada during the admission process (access to limited enrolment programs, eligibility for bursaries based on merit or achievement awards) or as a measure to compare the performances of educational institutions or systems.

PALAVRAS-CHAVE: Ensino superior, medida de performance, palmarés de estabelecimentos, universidades, colégios, cotes R

O presente artigo descreve os fundamentos da fórmula de conversão de quotas de rendimento no colégio, as quotas R, em médias cumulativas expressas em percentagem. Esta média é utilizada desde 2003 pelas universidades do Québec, que participam no palmarés das universidades da revista Maclean's. A utilidade da fórmula desenvolvida ultrapassa largamente os simples fins de ordenação dos estabelecimentos para os quais foi elaborada. Efetivamente, a média cumulativa bruta dos colégios do Québec não pode ser comparada sem pô-los em grande desvantagem relativamente aos finalistas do secundário das outras províncias canadianas. Por razões de equidade, esta fórmula, que converte as quotas R em médias cumulativas expressas em percentagem, deveria ser utilizada sempre que os resultados dos finalistas dos colégios do Québec são comparados com os dos seus homólogos do secundário das outras províncias, no caso de processos de selecção (acesso aos programas contingentados, atribuição de bolsas de mérito ou de prémios de excelência) ou de medida comparativa da performance dos estabelecimentos ou dos sistemas.

Introduction

La moyenne cumulative brute issue des résultats inscrits au relevé de notes des finissants de cégep peut-elle être comparée au pair avec celle des finissants du secondaire provenant des autres provinces canadiennes? Cette question s'avère importante tant sur le plan des individus, pour assurer l'équité dans les différents processus de sélection (accès aux programmes contingentés, octroi de bourses ou remise de prix, etc.), que sur le plan des établissements et des systèmes éducatifs dans les mesures de leur performance qui font intervenir le rendement scolaire. Il semble bien qu'une telle comparaison au pair, quoique souvent utilisée dans la pratique, désavantage indûment et de manière importante les cégépiens québécois, d'où la nécessité de développer une formule de conversion qui tienne compte des différences entre les systèmes éducatifs.

Le but de cet article est donc de présenter les fondements de la formule de conversion des cotes de rendement au collégial en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage, qui est utilisée depuis 2003 par l'ensemble des

Note des auteurs – Toute correspondance peut être adressée comme suit: Denis Savard, Département des fondements et pratiques en éducation, Pavillon des Sciences de l'éducation, bureau 762, Université Laval, Québec, G1K 7P4, ou par courriel à l'adresse suivante: [denis.savard@fse.ulaval.ca].

universités québécoises participant au palmarès des établissements de la revue Maclean's. Cette adoption a été signifiée au Maclean's par lettre du recteur de l'Université de Montréal, Robert Lacroix. Cette présentation poursuit l'objectif suivant : rendre publics les fondements de la formule de conversion adoptée par les universités québécoises de manière à en favoriser l'utilisation et à permettre sa critique, son amélioration ou, éventuellement, son remplacement par une formule plus équitable.

La première partie de l'article traite du contexte et des travaux antérieurs à l'élaboration de la formule adoptée. La deuxième partie porte sur des éléments dont on doit tenir compte dans la conversion des *cotes R* en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage. Enfin, la formule de conversion adoptée est présentée dans la troisième partie, avec ses propriétés ; il s'agit d'une formule basée sur le modèle de l'ogive logistique à trois paramètres de Birnbaum.

Éléments de contexte et travaux antérieurs

L'ordre collégial et la cote de rendement au collégial, la cote R

Au Québec, le curriculum de l'ordre d'enseignement secondaire dure cinq années et sa fin correspond à la onzième année d'études. La scolarité se poursuit à l'ordre collégial qui compte deux années (12^e et 13^e) dans la filière préuniversitaire qui conduit à l'université, et trois années (12^e, 13^e et 14^e) dans la filière technique qui mène au marché du travail.

Au collégial, la mesure sommaire du rendement scolaire est donnée non pas par la moyenne cumulative exprimée en pourcentage, mais par une cote nommée cote de rendement au collégial, ou plus simplement *cote R* ou encore CRC. La *cote R* normalise les résultats scolaires des cégépiens selon leur position relative dans leur groupe-classe collégial, groupe-classe dont la force est calibrée en fonction des résultats obtenus par chacun de ses membres aux épreuves uniformes ministérielles de sanction des études secondaires¹.

La *cote R* comporte plusieurs avantages sur la moyenne cumulative brute :

1. elle réduit le biais interinstitutionnel lié aux pratiques diversifiées d'attribution des notes entre les collèges ;
2. elle permet de contrer le recours à l'inflation des résultats, l'attribution de la note finale échappant au contrôle des correcteurs ;
3. elle offre une base d'admission uniforme et comparable pour tous les candidats à l'université, au-delà des caractéristiques de provenance, de langue ou autre.

Avec la *cote R*, un élève plus fort qui se situe au dernier rang dans un groupe particulièrement fort peut obtenir une cote supérieure à un élève plus faible qui domine une classe particulièrement faible. L'adoption de la *cote R* fait largement consensus au Québec. Cette mesure est vue comme un progrès par rapport à l'utilisation de la moyenne cumulative brute, jugée disparate dans sa composition et manquant d'uniformité entre les établissements.

Théoriquement, la *cote R* ne possède pas de limite inférieure ou supérieure quoique, pratiquement, elle varie entre les valeurs 5 et 45. Maintenant, qu'en est-il si, pour diverses raisons (sélection, comparaison), on doit convertir cette cote de rendement sur une échelle comparable à la moyenne en pourcentage des finissants des écoles secondaires canadiennes?

Cette question a été étudiée par le registrariat de l'Université de Montréal. La solution exposée par cet organisme (formule UdeM) a par la suite été contestée par le magazine Maclean's qui a proposé sa propre formule de conversion. Dans cet article, les deux solutions font l'objet d'une discussion à la suite de laquelle émerge une nouvelle formule de conversion qui, d'une part, a obtenu l'adhésion de l'ensemble des universités québécoises participant au palmarès du Maclean's et qui, d'autre part, a vu sa validité reconnue par ce magazine.

La formule de conversion de l'Université de Montréal et la proposition du Maclean's

Dans son palmarès des établissements, le magazine Maclean's utilise, parmi d'autres critères, la moyenne des entrants à l'université, ce qui correspond, à l'extérieur du Québec, à la moyenne cumulative des résultats bruts par matière à la dernière année du secondaire. Pour les universités francophones du Québec, l'équivalent de cette moyenne cumulative était donné jusqu'en 2003 par une formule de conversion des *cotes R* en pourcentage développée par le registrariat de l'Université de Montréal (2001). Cette formule de conversion s'exprime ainsi :

$$MC = 75,72 + k(CRC - 25,55)$$

Où MC est la moyenne cumulative recherchée,

CRC est la cote moyenne de rendement au collégial de l'établissement.

La formule comporte des constantes qui ont été déterminées de façon empirique :

- 75,72, soit la moyenne observée des MC pour l'ensemble des finissants du collégial en 1999 ;

- 25,55 soit la moyenne observée des *CRC* pour l'ensemble des finissants du collégial en 1999; et
- k , la valeur du rapport t/s , où s et t traduisent respectivement les écarts types des *CRC* et des *MC* tels que calculés en 1999. La valeur de cette constante a été estimée à 4.

Cette formule peut aussi s'écrire comme suit :

$$MC = -26,48 + 4,0 CRC \quad (\text{UdeM})$$

L'analyse de la formule de conversion de l'UdeM

En 2003, le magazine *Maclean's* faisait des représentations auprès de l'Université de Montréal pour qu'elle apporte des ajustements à sa formule de conversion des *cotes R*. Le magazine souhaitait dans le même temps qu'une méthode de conversion uniforme soit mise au point, méthode qui rallierait l'adhésion de toutes les universités québécoises, tant francophones qu'anglophones.

Citant une analyse réalisée par Genest (2002), le magazine exprimait l'avis que la pente utilisée dans l'équation de la formule de conversion était trop prononcée et que cette pente devait être ajustée. Avec le minimum d'information disponible et sans avoir eu accès aux données brutes, Genest (2002) a analysé la formule de conversion de l'UdeM et il en a tiré les observations suivantes :

1. la formule de conversion de l'UdeM suppose une relation linéaire entre les deux variables ;
2. ce postulat est justifié: a) si la *CRC* moyenne est fortement reliée à la *MC* (relation fonctionnelle); et b) si les deux variables sont distribuées selon le même modèle de localisation-échelle, tel que la loi normale ;
3. l'information disponible est insuffisante pour permettre de confirmer ou d'infirmer l'hypothèse d'isomorphisme des distributions² ;
4. la formule de conversion de l'UdeM produit, pour ce qui est des scores individuels convertis, des valeurs aberrantes: les valeurs de *CRC* au-dessus de 32 se traduisent par une *MC* supérieure à 101,52 ;
5. la valeur de la constante $k = 4$ est probablement trop élevée ;
6. sur la base des renseignements inscrits dans la documentation consultée³, la constante devrait avoir une valeur moindre, estimée à $k = 1,4$;

7. la nouvelle valeur proposée pour la constante k réduit l'occurrence de valeurs aberrantes dans la partie supérieure de l'échelle: une *CRC* « parfaite » de 45 correspond maintenant à une *MC* de 103 % (au lieu de 154 %, comme c'est le cas dans la formule de conversion de l'UdeM);
8. avec la nouvelle valeur de la constante, la proportion d'entrants avec une *MC* inférieure à 75 % peut être obtenue en évaluant la proportion de *CRC* inférieures à 25.

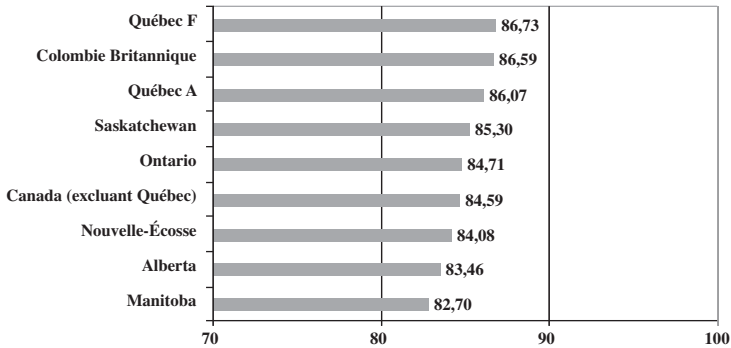
L'analyse de Genest⁴ a permis l'élaboration de la proposition du Maclean's qui est présentée ci-dessous avec la formule de l'Université de Montréal :

$$MC = 39,95 + 1,4 \text{ CRC} \quad (\text{Maclean's})$$

$$MC = -26,48 + 4,0 \text{ CRC} \quad (\text{UdeM})$$

L'impact de la formule de conversion proposée par le Maclean's sur la moyenne cumulative des entrants dans les universités québécoises francophones

La formule de conversion de l'UdeM amène une bonification par rapport à la moyenne brute qui serait calculée directement à partir du relevé de notes des étudiants alors que la formule du Maclean's reconvertit les *cotes R* pour qu'elles reflètent cette moyenne brute sans bonification. Si, dans son palmarès de 2002, le Maclean's avait appliqué sa formule à la place de celle de l'UdeM, cela aurait eu pour effet de diminuer de façon substantielle la valeur des moyennes des entrants des universités francophones québécoises et de handicaper sérieusement la compétitivité de ces établissements. La moyenne cumulative des entrants de l'ensemble des universités francophones du Québec participant à la catégorie *Medical Doctoral*⁵, telle que calculée avec la formule de conversion de l'UdeM, fut de 86,73 % (voir figure 1). Il s'agissait de la moyenne provinciale la plus élevée de cette catégorie. La Colombie-Britannique s'adjugeait le deuxième rang avec une moyenne de 86,59 %. Le Québec anglophone (intrinsèquement, l'Université McGill) se classait troisième à 86,07 %⁶ tandis que la moyenne canadienne (en excluant les établissements québécois) s'établissait à 84,59 %.



Source: AUCC (2002). *MACLEAN'S SURVEY RESULTS - 2002 Data*. Fichier Excel

Figure 1. *Moyennes des entrants des universités de la catégorie Medical Doctoral regroupées par province (2002)*

En appliquant la formule de conversion du Maclean's (cf. figure 2), les populations anglophones et francophones du Québec se seraient retrouvées aux dernières positions du classement des provinces dans la catégorie *Medical Doctoral*. À 81,62%, la moyenne des anglophones québécois (essentiellement l'Université McGill) se serait située à la queue de toutes les populations anglophones du Canada alors que les universités québécoises francophones, subissant une perte de 7,37 points, auraient fermé la marche du classement avec une moyenne de 79,36%, largement inférieure à la moyenne canadienne excluant le Québec qui s'établit à 84,59% (écart de 5,23 points).

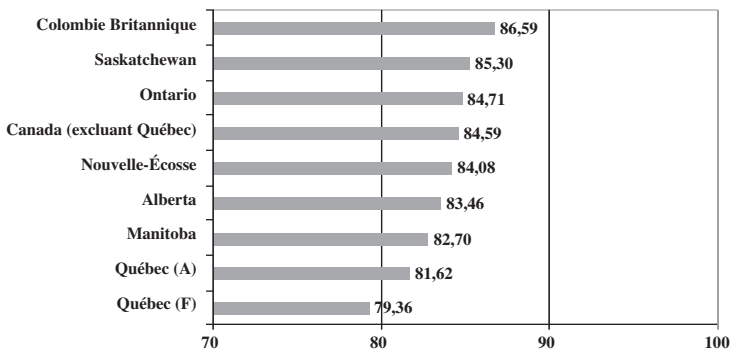


Figure 2. *Moyennes des entrants dans les universités de la catégorie Medical Doctoral regroupées par province (2002) après application de la formule de conversion proposée par le Maclean's*

Devant des résultats aussi divergents, on ne peut que s'interroger. De deux choses l'une :

- ou bien le rendement scolaire des entrants universitaires québécois francophones est supérieur à celui de leurs homologues canadiens, ce que reflète bien la conversion UdeM avec la bonification qu'elle amène ;
- ou bien ce rendement est, dans les faits, inférieur à celui des autres étudiants canadiens et la conversion sans bonification opérée par le Maclean's s'avère celle qu'il convient d'appliquer.

Comment en décider? Existe-t-il des critères qui permettent d'en juger? L'examen de diverses études de comparaison du rendement scolaire, tant nationales qu'internationales, peut fournir des indications utiles à cet égard.

***Des éléments de validité concourante externe :
les études nationales et internationales de comparaison
du rendement scolaire***

Entre 1987 et 2002, le Québec a participé à 27 études de comparaison du rendement scolaire au secondaire. Ces études, réalisées par des organisations reconnues, comme le *Conseil des ministres de l'Éducation du Canada* (CMEC), les *Educational Testing Services* (ETS), l'*International Association for the Evaluation of Educational Achievement* (IEA) et l'*Organisation de coopération et de développements économiques* (OCDE), montrent que, loin de tirer de l'arrière, les étudiants québécois francophones de l'âge usuel du secondaire appartiennent non seulement au peloton de tête des provinces canadiennes, mais également à l'élite mondiale des populations étudiées. Ces études ont montré, année après année et matière après matière, la place prépondérante qu'occupent les étudiants québécois dans les systèmes scolaires canadiens et mondiaux.

Sur le plan national, les résultats publiés par le CMEC classent le Québec francophone comme suit parmi les différentes populations canadiennes :

- 1^{er} en écriture⁷ chez les étudiants de 16 ans⁸ (2002) ;
- 1^{er} en écriture chez les 13 ans (2002) ;
- 1^{er} en mathématiques (contenu) chez les 13 ans (2001) ;
- 2^e en mathématiques (résolution de problèmes) chez les 13 ans (2001) ;
- 1^{er} en sciences (épreuve pratique) chez les 16 ans (1999) ;
- 3^e en sciences (épreuve écrite) chez les 16 ans (1999) ;
- 3^e en sciences (épreuve écrite) chez les 13 ans (1999) ;
- 1^{er} en lecture chez les 16 ans (1998) ;

- 1^{er} en lecture chez les 13 ans (1998).

Les bons résultats des étudiants québécois, tels qu’observés à l’échelle canadienne, sont corroborés sur la scène internationale. Les enquêtes de l’OCDE (PISA 2000 – population des 15 ans) attestent elles aussi de la position avantageuse du Québec. Ces enquêtes classent le Québec :

- 2^e en mathématiques (derrière le Japon; 1^{er} parmi toutes les populations occidentales);
- 4^e en sciences (après la Corée, le Japon et l’Alberta);
- 4^e en écriture (à la suite de l’Alberta, la Finlande et la Colombie-Britannique).

Il est inutile de préciser que tous les résultats des étudiants québécois rapportés ici se situent au-dessus de la moyenne canadienne. À vrai dire, si la proposition du Maclean’s avait été appliquée, son classement aurait été le seul connu dans lequel les étudiants québécois se seraient retrouvés en deçà de la moyenne canadienne pour ce qui est du rendement scolaire à l’âge usuel de la fin du secondaire.

Les éléments de validité externes présentés ci-dessus, provenant d’études réalisées par des organismes reconnus et indépendants, tendent donc à accréditer de façon unanime l’estimation de l’Université de Montréal face à celle proposée par le Maclean’s quant à la position relative des étudiants québécois dans le contexte canadien. Force est donc d’admettre que la moyenne cumulative brute des cégépiens ne correspond d’aucune façon à la moyenne cumulative des finissants du secondaire au Canada.

Faut-il en conclure que la formule de conversion de l’UdeM est parfaite et qu’il n’y a pas lieu d’en reconsidérer l’utilisation? Cette question sera discutée plus loin dans le texte. Toutefois, qu’il s’agisse de modifier ou de remplacer cette formule, les éléments de validité externe qui viennent d’être exposés établissent des balises dont il faudra nécessairement tenir compte, balises à l’extérieur desquelles se situent les moyennes estimées par le Maclean’s.

Des éléments à prendre en compte dans la conversion des cotes R en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage équivalentes à celle des finissants du secondaire au Canada

Les différences entre les systèmes, les populations et les échelles

Le temps est maintenant venu de répondre à la question suivante: *En quoi les moyennes cumulatives brutes des cégépiens diffèrent-elles tant de celles des autres étudiants canadiens pour qu’elles ne puissent être utilisées directement comme mesures comparables?*

Des différences importantes existent entre ces moyennes, différences dont il faut tenir compte dans l'établissement d'un système de conversion. Parmi ces différences, on peut citer des différences dans les cursus de même que dans les populations et les échelles de référence.

Différences dans les cursus. Dans le système québécois, les entrants universitaires sont issus de l'ordre collégial alors que dans le système canadien ces entrants proviennent directement du secondaire. À la fin du collégial, les cégépiens de la filière préuniversitaire se retrouvent en 13^e année, ce qui typiquement correspond à la 1^{re} année d'université dans les autres provinces. À ce stade, les étudiants québécois ont déjà été confrontés à des matières plus exigeantes que celles qu'étudient leurs homologues des autres provinces, en 12^e année, à la fin du secondaire.

Or, les résultats scolaires des étudiants québécois sont généralement inférieurs au collégial de quelques points à ce qu'ils étaient dans les matières équivalentes au secondaire, par exemple en *Calcul différentiel et intégral*, *Philosophie* et *Analyse littéraire* au cégep par rapport à respectivement *Algèbre élémentaire*, *Enseignement moral* et *Production écrite* au secondaire. Il y a fort à parier que le même phénomène de recul des résultats se produit chez les étudiants canadiens qui, à la 13^e année, leur première à l'université, voient leurs résultats scolaires diminuer avec l'augmentation de la difficulté des disciplines étudiées. Or, au moment de déclarer les moyennes cumulatives des entrants au Maclean's, cette baisse s'est déjà produite chez les étudiants québécois alors qu'elle ne sera encaissée que l'année suivante chez les étudiants canadiens; d'où une première source de biais importante qu'il convient de corriger par une bonification des moyennes des québécois.

Différences dans les populations et dans les échelles de référence. Dans son palmarès de 2002, le Maclean's rapporte, pour les entrants des universités hors Québec dans la catégorie *Medical Doctoral*, une moyenne cumulative de 84,59% (AUCC, 2002). Il s'agit là d'une moyenne relative élevée obtenue par un groupe fort ayant fait l'objet d'une sélection. Dans la formule qu'il suggérerait, le Maclean's proposait de ramener les *cotes R* à l'échelle de référence (moyenne de 75,72% et écart type de 8,44) de 1999 utilisée par l'Université de Montréal. Or, s'agit-il des mêmes individus? Du même groupe fort ayant fait l'objet d'une sélection? La réponse est non.

La valeur 75,72 ne correspond pas à la moyenne des entrants des universités québécoises, mais bien à celle de l'ensemble des cégépiens. Les inscrits qui se destinent à l'université, ceux de la filière préuniversitaire, ne

représentent que 50%⁹ de ce groupe, et encore, ce n'est pas la totalité de ces derniers qui atteindra l'université. Les entrants dans les universités québécoises présentent des moyennes cumulatives supérieures à l'ensemble des cégépiens. Les autres étudiants du cégep, dont la quasi-totalité sont inscrits à la filière technique, se destinent au marché du travail. Ils constituent l'équivalent de la clientèle des collèges communautaires dans les autres provinces.

Dans les autres provinces, la moyenne cumulative des entrants dans les universités est calculée à partir d'une population de référence qui inclut *100% d'étudiants de la fin du secondaire*. Au Québec, cette même moyenne est calculée à partir d'un *sous-ensemble de cette population de référence, soit les 60% d'individus qui ont atteint l'ordre collégial après un processus de sélection*¹⁰. Étant donné cette sélection, les moyennes cumulatives brutes des cégépiens présentent une distribution dissymétrique par rapport à la distribution de la population de référence (100% secondaire) puisqu'elle n'en comporte qu'un sous-ensemble, soit les 60% les plus forts.

Les implications concrètes de ces différences de populations de références sont décrites ci-après. Avec une moyenne de 75,72%, et un écart type de 8,44, la distribution des moyennes cumulatives brutes des cégépiens s'étend des plus faibles, qui se situent aux alentours de 50%, aux plus forts, qui se retrouvent près des 100% (soit, *grosso modo*, à ± 3 écarts types de la moyenne). Or, pour obtenir une échelle comparable aux autres provinces, une échelle qui inclut *100% d'étudiants de la fin du secondaire*, où doit-on ranger les quelque 40% d'étudiants qui ne sont pas considérés parce que n'ayant pas accédé au collégial?

Une première solution consisterait à les ranger sous la barre des 50%, soit derrière les derniers cégépiens par rapport à qui ils sont, dans l'ensemble, plus faibles. En pratique, cela reviendrait à considérer que tous les étudiants qui n'ont pas accédé au collégial ont échoué leurs études secondaires puisqu'ils se situent sous la barre des 60%, la note de passage. Cette solution ne peut s'appliquer puisque, pour la cohorte d'intérêt, c'est 34,1% sur les 40% d'élèves à classer qui ont décroché le diplôme d'études secondaires sans accéder à l'ordre collégial (MEQ, 2003)¹¹.

Une solution plus compatible avec la réalité consiste à déplacer l'échelle de telle sorte que les 34,1% de diplômés qui n'accèdent pas au cégep puissent occuper l'intervalle qui est à la fois au dessus de 60% (la note de passage) et en deçà des derniers cégépiens. Ce déplacement repousse vers le haut, à la fois, les moyennes cumulatives des cégépiens en général et celles des entrants universitaires. La translation d'échelle, ainsi opérée, accroît encore la dissymétrie

de la distribution des scores à convertir par rapport à la distribution de référence des étudiants de fin de secondaire. Ce déplacement vers le haut des résultats des cégépiens comporte une limite qui correspond au plafond de la note maximale de 100%. Par exemple, un déplacement vers le haut de 15 points pour tous amènerait à 113% les cégépiens qui auraient déjà une moyenne cumulative de 98%.

Constats quant à la comparabilité des moyennes cumulatives brutes des cégépiens avec la moyenne cumulative de la fin du secondaire des autres provinces

En prenant appui sur l'excellente analyse que Genest (2002) a effectuée pour le compte du Maclean's sur les conditions relatives à la conversion des *cotes R* en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage, il est maintenant possible d'établir les constats suivants.

- La moyenne cumulative brute des cégépiens est une sous-estimation de la moyenne cumulative que ces étudiants obtiendraient sur une échelle de finissants du secondaire équivalente à celles des autres provinces en raison de différences fondamentales qui existent dans les cursus de même que dans les populations et les échelles de référence.
- Les formules de conversion qui reconvertissent à rebours les *cotes R* vers les moyennes collégiales cumulatives brutes de départ, comme la formule proposée par le Maclean's, négligent les ajustements qu'il faut apporter avant de procéder à une telle comparaison intersystèmes.
- Sans ajustement, les formules de conversion ne font que perpétuer le biais défavorable qui affecte les moyennes cumulatives brutes des cégépiens par rapport à leur équivalent de la fin du secondaire dans les autres provinces.
- Les différents effets de sélection, de translation et de plafonnement d'échelles dont il convient de tenir compte dans la conversion des *cotes R* font en sorte que la distribution des résultats des entrants universitaires cégépiens ne suit pas le même modèle de localisation-échelle que la distribution vers laquelle on veut la convertir et qu'elle montre par rapport à cette dernière une forte dissymétrie.
- Les différences dans les modèles de localisation-échelle entre les résultats des entrants universitaires et ceux de la population de référence remettent en question les postulats sur lesquels s'appuie l'utilisation d'une transformation linéaire dans la conversion des *cotes R* en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage.

La prochaine section traite des difficultés à utiliser des transformations linéaires comme celles utilisées par l'UdeM et le Maclean's dans la conversion des *cotes R* en moyennes cumulatives exprimées en pourcentages.

Les difficultés liées à l'utilisation des formules de conversions linéaires

La formule de conversion de l'UdeM a été élaborée au départ en vue de convertir la moyenne des *cotes R* **des établissements**, et non pas celles des individus. Pour ce qui est des établissements, les moyennes qu'elle produit sont corroborées par des sources de validité externe telles que citées plus haut. Toutefois, appliquée à des *cotes R* individuelles, la conversion UdeM occasionne sur l'étendue possible des *cotes R* [5, 45] une quantité appréciable de valeurs aberrantes : des moyennes qui dépassent les 100 %, mais aussi d'autres qui sont inférieures à 60 %, et même inférieures à 0 %. Des moyennes supérieures à 100 % sont naturellement impossibles comme le sont aussi des moyennes sous le seuil de réussite de 60 % dans un système de promotion par matière comportant l'obligation d'obtenir le diplôme d'études collégiales pour accéder directement à l'université. Quoiqu'elle en produise en moins grande quantité, la conversion du Maclean's n'est pas, elle non plus, exempte de valeurs aberrantes. Cette formule affiche des résultats aberrants pour des *cotes R* inférieures à 14,32 et supérieures à 43,6 (voir figure 3).

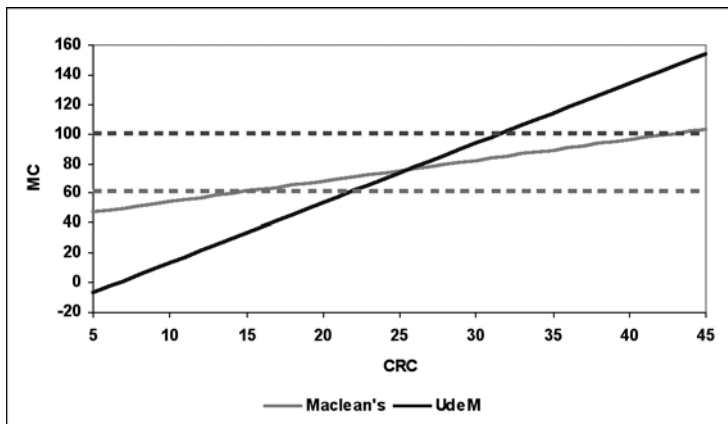


Figure 3. *Formules de conversion linéaire des cotes de rendement au collégial (CRC) en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage (MC) proposées par l'Université de Montréal et par le Maclean's en fonction de l'étendue des cotes R*

Avec sa pente plus accentuée ($k = 4$), la formule de l'UdeM fournit des moyennes plus élevées et plus près de la réalité (du moins dans la zone où résident les moyennes des universités qui l'ont appliquée¹²) avec un nombre de données aberrantes plus élevé alors que la formule du Maclean's, avec sa pente moindre ($k = 1,4$), sous-estime la valeur de la moyenne cumulative réelle des établissements tout en occasionnant moins de données aberrantes.

Dans une équation linéaire, la valeur de la pente est importante puisqu'elle détermine le *taux de conversion* des unités en cause: dans le cas qui nous intéresse, la valeur relative d'une unité de *CRC* par rapport à la valeur d'une unité de *MC*. Or, compte tenu de l'étendue des valeurs possibles des *CRC* ($5 < CRC < 45$) et des *MC* ($60 < MC < 100$), la valeur maximale de la pente que peut soutenir une conversion linéaire sans générer de valeurs aberrantes est de $k = 1$, dans l'équation suivante:

$$MC = 55 + 1 \text{ CRC}.$$

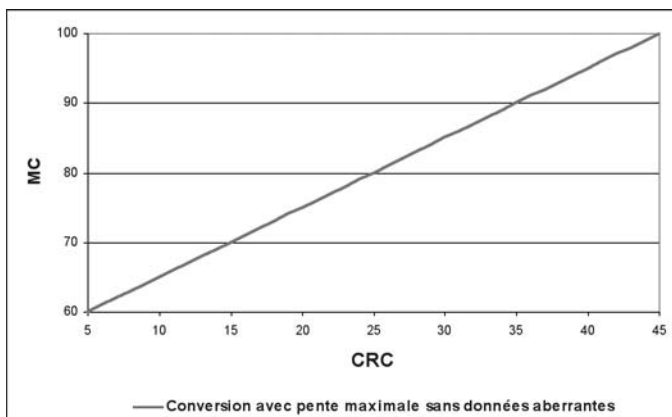


Figure 4. *Conversion linéaire des cotes de rendement au collégial (CRC) en moyennes cumulatives en pourcentage (MC), avec pente maximale sans production de données aberrantes*

Même avec cette pente de $k = 1$ qui constitue le maximum que peut soutenir la conversion linéaire sans générer de valeurs aberrantes, les valeurs qui en résultent se retrouvent encore largement insuffisantes pour amener la moyenne québécoise au niveau où elle serait raisonnablement censée se retrouver. Compte tenu de tout ce qui a été énoncé jusqu'ici et attendu qu'une conversion des *CRC* en *MC* par une transformation linéaire...

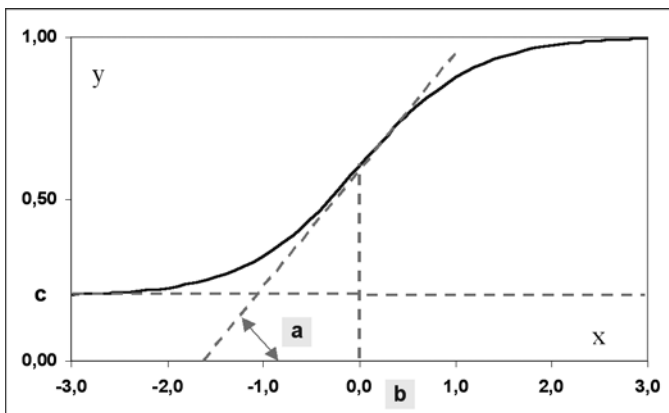
- ne peut s'appuyer sur une situation de dissymétrie entre la distribution à convertir et la distribution de référence (cf. condition 2 de l'analyse de Genest.)¹³;
- ne peut rendre compte correctement des effets de plancher et de plafond qui sont manifestement présents dans les scores à convertir, soit une situation d'asymptote aux deux extrémités des valeurs possibles des moyennes cumulatives (60,100);
- ne peut produire de résultats valides quant à la moyenne des établissements sans générer de valeurs aberrantes au chez les individus;

il convient donc d'abandonner ce type de conversion pour en adopter un autre mieux adapté.

La présentation de la formule adoptée

La conversion basée sur l'ogive logistique

Les psychométriciens ont longtemps été confrontés aux limitations de la droite dans la représentation de phénomènes requérant des modèles asymptotiques. Les premiers travaux en ce sens ont été réalisés par Richardson en 1936 (Lai & Velozo, 2000). Les développements les plus importants à être survenus par la suite ont été l'œuvre de Lord, Birnbaum et Rasch à partir des années 50. En 1952, Lord proposait une solution mettant à profit l'ogive normale modulée selon deux paramètres. Birnbaum (1957, 1958a, 1958b, 1968) proposait plus tard l'ogive logistique beaucoup plus facile à traiter mathématiquement (Lai & Velozo, 2000). Le modèle de l'ogive logistique à trois paramètres développé par Birnbaum se présente comme suit (Lord, 1980):



$$Y = c + ((1 - c) / (1 + e^{-1,7 a (x-b)}))$$

Figure 5. *Représentation de l'ogive logistique à trois paramètres*

où

le paramètre a est une valeur proportionnelle à la pente au point d'inflexion de l'ogive; la valeur réelle de la pente au point d'inflexion étant égale à $a(1-c)/\sqrt{2\pi}$;

le paramètre b , la valeur de l'abscisse au point d'inflexion;

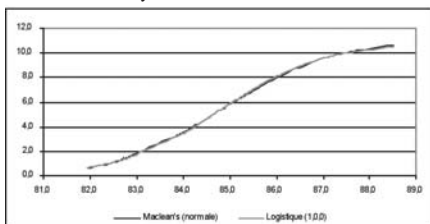
le paramètre c , la valeur de la limite de l'asymptote inférieure (la valeur limite de l'asymptote supérieure étant égale à 1,0);

x , le score à convertir.

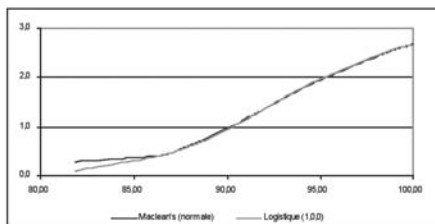
Le modèle de Birnbaum est largement utilisé, notamment dans le domaine des études sur le rendement scolaire comme celles qui ont été citées précédemment (CMEC, OCDE, ETS, IEA). Ces études ont recours à des modèles de ce type pour convertir les scores bruts en *scores de performance* qui, d'une part, constituent des indicateurs beaucoup plus significatifs du trait latent mesuré et qui, d'autre part, sont mieux ancrés aux apprentissages réalisés.

Utilisée avec un jeu particulier de valeurs de paramètres ($a = 1$, $b = 0$, et $c = 0$), l'ogive logistique reproduit à peu près l'ogive normale centrée réduite (0,1) à laquelle elle peut servir de substitut. L'ogive logistique se révèle cependant beaucoup plus facile à utiliser que l'ogive normale étant donné qu'elle ne nécessite pas le recours à l'intégration dans son calcul. Les personnes peu familières avec l'ogive logistique et qui s'interrogent sur la pertinence de son utilisation se trouveront sûrement confortées en constatant que les pointages aux différents critères du palmarès Maclean's demeurent les mêmes lorsqu'ils sont calculés à l'aide de l'ogive logistique plutôt que par le biais de l'ogive normale, comme c'est le cas actuellement. Les graphiques de la figure 6 permettent de juger de la similitude des résultats produits par les deux types d'ogives (normale et logistique) aux différents critères du Maclean's de 2002¹⁴.

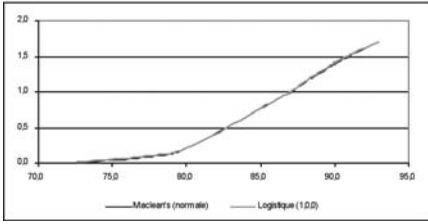
Maclean's- 1. Moyenne à l'entrée



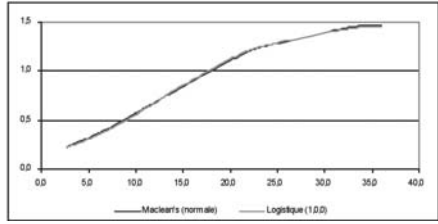
Maclean's- 2. Proportion d'étudiants présentant une moyenne supérieure à 75% à l'entrée



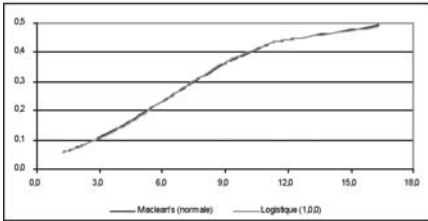
Maclean's- 3. Taux de diplomation



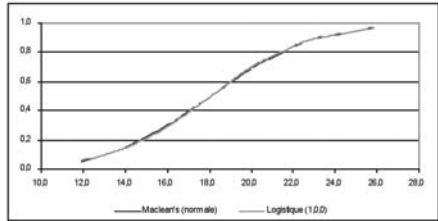
Maclean's- 4. Pourcentage d'étudiants de première année provenant de l'extérieur de la province (Canada)



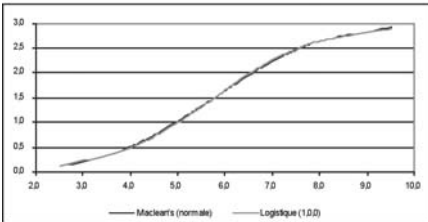
Maclean's- 5. Pourcentage d'étudiants de première année provenant de l'extérieur du Canada



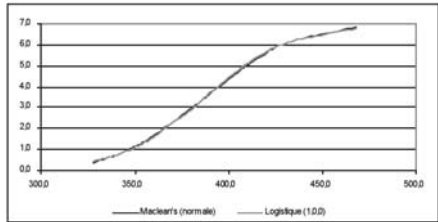
Maclean's- 6. Pourcentage d'étudiants gradués provenant de l'extérieur du Canada



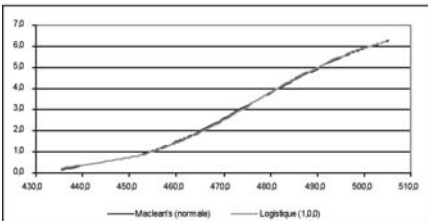
Maclean's- 7. Nombre de distinctions par 1000 étudiants



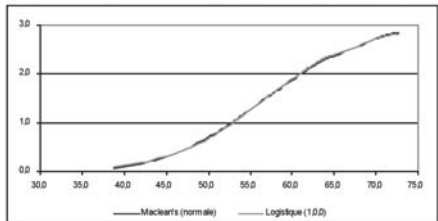
Maclean's- 8. Taille des classes (1^{re} et 2^e année)



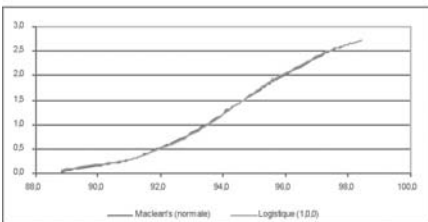
Maclean's- 9. Taille des classes (3^e et 4^e année)



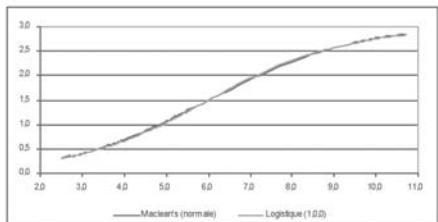
Maclean's- 10. Pourcentage de classes enseignées par des professeurs de carrière



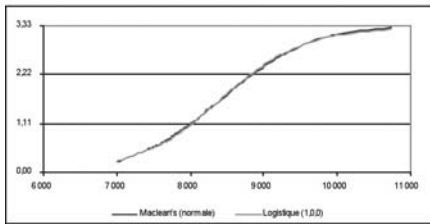
Maclean's- 11. Pourcentage de professeurs titulaires d'un doctorat



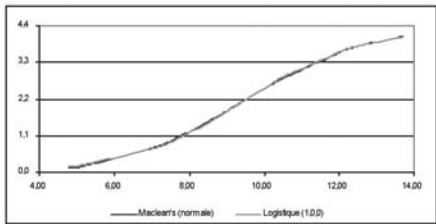
Maclean's- 12. Nombre de distinctions par 1000 professeurs



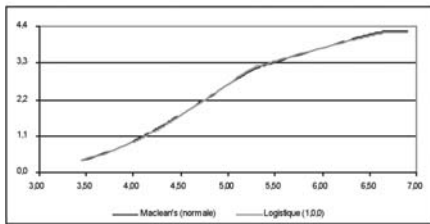
Maclean's- 15. Budget d'opération par EEETP pondérés



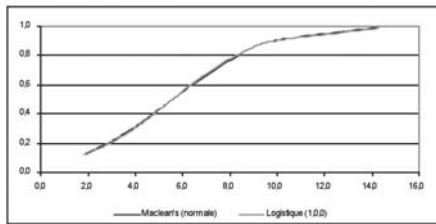
Maclean's- 16. Pourcentage du budget d'opération alloué aux bourses d'études



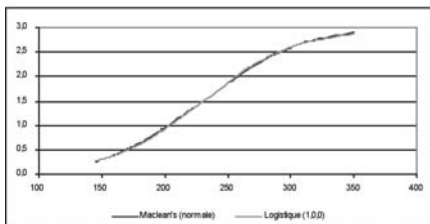
Maclean's- 17. Pourcentage du budget d'opération alloué aux services aux étudiants



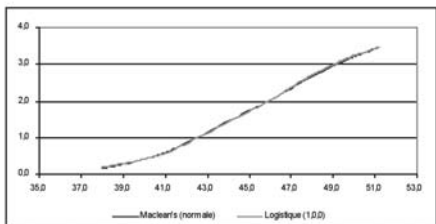
Maclean's- 18. Collection de la bibliothèque



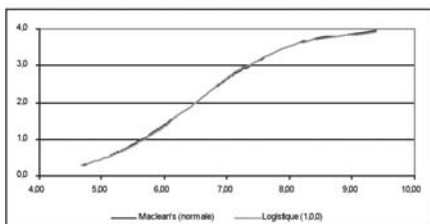
Maclean's- 19. Nombre de documents de bibliothèque par étudiant



Maclean's- 20. Proportion du budget de la bibliothèque alloué aux nouvelles acquisitions



Maclean's- 21. Proportion du budget de l'institution alloué aux services de la bibliothèque



Maclean's- 22. Pourcentage d'anciens qui contribuent à l'Université

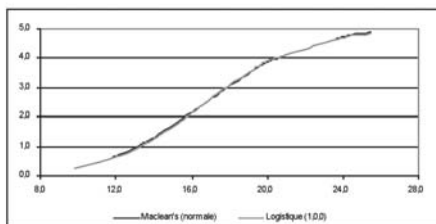


Figure 6. Calcul des résultats du Maclean's 2002 selon l'ogive normale et l'ogive logistique

Pour le Maclean's, l'utilisation de l'ogive logistique, plus facilement gérable que l'ogive normale dans l'attribution des pointages, pourrait offrir des occasions intéressantes et plus de flexibilité. Par exemple, il pourrait être décidé que la limite inférieure des points attribués à certains critères ne soit plus zéro, mais un pointage différent, prédéterminé, comme dans l'exemple ci-dessous, faisant intervenir le critère *Pourcentage d'étudiants diplômés provenant de l'extérieur du Canada*, où la limite inférieure a été, pour les besoins de la démonstration, fixée à 0,60 (*i.e.* $c = 0,60$).

Maclean's- 5. Pourcentage d'étudiants gradués provenant de l'extérieur du Canada

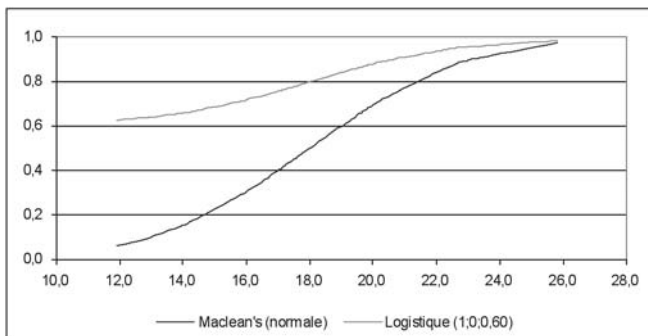


Figure 7. *Exemple d'application de l'ogive logistique au critère 5 du classement Maclean's permettant de changer la valeur de l'asymptote inférieure*

Autre exemple, le Maclean's pourrait répondre à certains de ses détracteurs qui font remarquer qu'il est impossible d'obtenir le maximum des points à certains critères, même si le maximum possible dans la réalité a été atteint comme c'est le cas du critère *Proportion d'étudiants présentant une moyenne supérieure à 75% à l'entrée*. En 2002, une proportion de 100% d'étudiants présentant une moyenne supérieure à 75% à l'entrée n'aurait permis de recueillir que 2,69 points sur 3 avec le calcul basé sur l'ogive normale. Une ogive logistique paramétrée à $a = 2$, $b = -0,5$, et $c = 0$ attribue le maximum de points (3) accordés à ce critère en modulant justement les effets de dissymétrie et de plafonnement liés au calcul de ce critère (voir figure 8).

Maclean's-2. Proportion d'étudiants présentant une moyenne supérieure à 75% à l'entrée

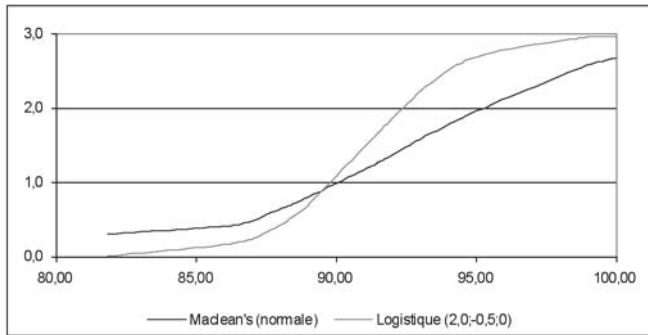


Figure 8. *Exemple d'application de l'ogive logistique au critère 2 du classement Maclean's permettant de contrer les effets de dissymétrie et de plafonnement*

Naturellement, l'intention ici n'est pas tant de conseiller le Maclean's sur ses méthodes d'attribution des points, mais plutôt d'illustrer, à l'aide de quelques exemples connus, les propriétés du modèle adopté face à des situations analogues à celles qui prévalent dans la conversion des *cotes R*.

La fixation de la valeur des paramètres de la formule de conversion

La présente étude ayant mené à la fixation des paramètres de conversion des *cotes R* en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage a été effectuée sur 9 244 dossiers de nouveaux entrants aux universités Laval, de Montréal¹⁵ et de Sherbrooke. Il s'agit des mêmes dossiers qui ont été considérés dans le calcul de la conversion effectuée à l'aide de la formule de l'UdeM en 2002. Ces nouveaux entrants présentaient une *cote R* moyenne de 28,15 avec un écart type de 4,04. Les valeurs (a , b , c) des paramètres de la nouvelle formule ont été fixées de la façon suivante.

- La valeur du paramètre a , qui détermine la pente au point d'inflexion, a été établie de telle sorte que la pente de la droite de régression linéaire liée à l'ogive logistique soit égale à 1,4, la valeur estimée par Genest. La valeur du paramètre a qui permet l'obtention d'une telle pente, compte tenu de la distribution observée et de la valeur des autres paramètres, s'établit à $a = 0,4$.
- La valeur du paramètre b , qui rend compte du facteur de dissymétrie, a été fixée à $b = -1,05$. Cette valeur coïncide avec la distance, exprimée en écart type (8,44), entre la moyenne cumulative brute des cégépiens

(75,72%) telle qu'établie par le Registraire de l'Université de Montréal et la moyenne canadienne hors Québec des entrants universitaires (84,59%)¹⁶.

- Enfin, la valeur du paramètre c , réglant l'asymptote inférieure, a été fixée à $c = 0,6$, valeur qui traduit la limite inférieure de la moyenne cumulative pour être admis directement du collège à l'université dans un programme de baccalauréat (60%).

Le modèle adopté s'exprime donc ainsi :

$$MC = 100 * (c + ((1 - c) / (1 + e^{-1,7 a (z - b)})))$$

$$MC = 100 * (0,6 + ((1 - 0,6) / (1 + e^{-1,7 * 0,4 * (z - (-1,05))}))$$

où z est le score type de la cote R à convertir établi en fonction de la distribution de référence de 2002 (moyenne = 28,15, écart type = 4,04)¹⁷. Ce modèle a été adopté par l'ensemble des universités québécoises participant à l'étude du Maclean's, soit les universités Bishop's, Concordia, Laval, McGill, Montréal et Sherbrooke.

Les propriétés et les impacts de l'application de la conversion logistique

À la figure 9, on peut visualiser les différences entre la conversion linéaire proposée par le Maclean's et la conversion logistique telle que proposée ici. On remarquera d'abord que la conversion logistique demeure à l'intérieur des limites possibles des moyennes cumulatives [60,100] alors que la conversion proposée par le Maclean's dépasse ces limites aux deux extrémités.

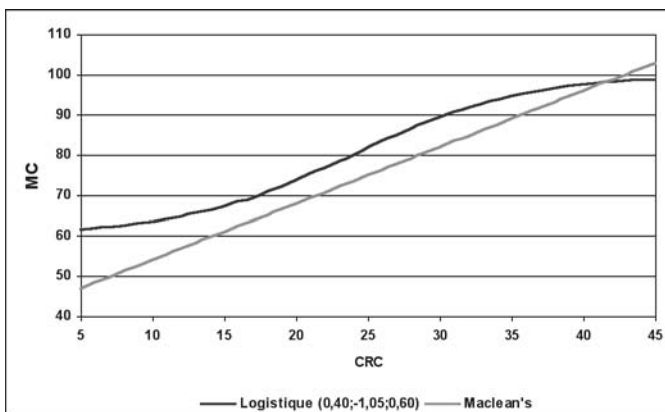


Figure 9. ***Conversion linéaire proposée par le Maclean's et conversion logistique (0,40;-1,05;0,60)***

La droite de régression associée à la conversion logistique adoptée est tracée sur le graphique de la figure 10 avec l'équation qui la décrit. Cette droite de régression possède un coefficient de détermination (R^2) de 0,99 avec les moyennes calculées. C'est donc dire que la conversion logistique adoptée constitue une conversion quasi linéaire tout en procurant les nécessaires asymptotes aux deux extrémités de la courbe. Cette droite de régression ($y = 1,40x + 46,85$) possède la même pente que la droite du Maclean's ($y = 1,40x + 39,95$) avec, cependant, une translation de +6,90 unités sur l'axe des ordonnées. La corrélation entre les moyennes cumulatives calculées avec la conversion logistique et celles calculées avec la formule proposée par le Maclean's s'établit à $r = 0,9926$.

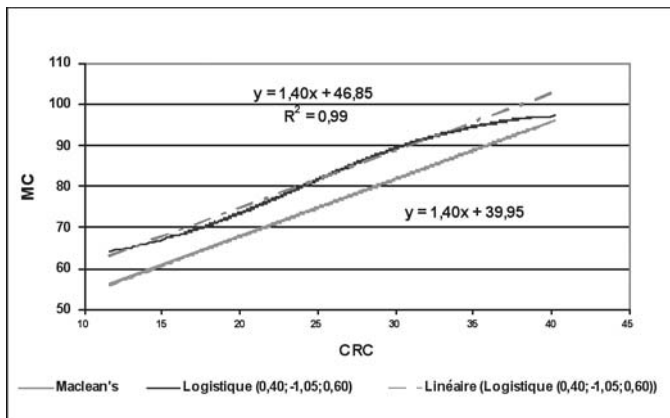


Figure 10. *Conversion linéaire proposée par le Maclean's et droite de régression associée à la conversion logistique (0,40; -1,05; 0,60)*

L'application de la conversion logistique sur les *cotes R* de 2002 aurait donné, pour les trois universités québécoises francophones, des moyennes cumulatives assez semblables à celles obtenues avec la conversion de l'UdeM, soit un écart de +0,14% à la moyenne d'ensemble. La moyenne combinée issue de la conversion UdeM s'était élevée à 86,12% alors qu'elle aurait été de 86,26% en employant la conversion logistique (voir tableau 1).

Tableau 1
Comparaison des moyennes cumulatives des universités francophones telles que calculées par les conversions Maclean's, UdeM et logistique (automne 2001-2002)

Université	N	Moyenne Cote R	Moyenne cumulative convertie		
			Maclean's	UdeM	Logistique
Laval	3620	27,82	78,90	84,81	85,79
Sherbrooke	2059	27,75	78,80	84,51	85,67
UdeM (UdeM) ¹⁸	3565	28,72	80,15	88,39	87,09
Ensemble	9244	28,15	79,36	86,12	86,26

En ce qui concerne la proportion d'entrants présentant des moyennes cumulatives inférieures à 75% (autre critère du Maclean's), la conversion logistique corrige la surestimation produite par la surabondance de données aberrantes au bas de l'échelle par la formule UdeM (tableau 2).

Tableau 2
Comparaison des proportions de moyennes cumulatives inférieures à 75%, telles que calculées par les conversions Maclean's, UdeM et logistique (automne 2001-2002)

Université	Proportion (%) de moyennes cumulatives inférieures à 75%		
	Maclean's	UdeM	Logistique
Laval	24,78	12,35	5,00
Sherbrooke	25,89	11,08	3,11
UdeM (UdeM)	17,48	5,53	2,38
Ensemble	22,21	9,41	3,57

Enfin les distributions des moyennes cumulatives en pourcentage selon la méthode de conversion utilisée sont présentées au tableau 3 et à la figure 11.

Tableau 3

Distributions des moyennes cumulatives en pourcentage telles que calculées par les conversions Maclean's, UdeM et logistique (automne 2001-2002)

Université	Conversion	Distribution des moyennes cumulatives en pourcentage								Total
		64 et moins	65 à 69	70 à 74	75 à 79	80 à 84	85 à 89	90 à 94	95 et plus	
Laval	Maclean's	0,5%	5,2%	16,7%	31,1%	29,5%	14,0%	3,0%	0,0%	100,0%
	UdeM	0,1%	0,7%	9,1%	10,2%	17,3%	24,6%	36,0%	2,0%	100,0%
	Logistique	0,0%	0,2%	3,9%	11,5%	23,1%	31,5%	25,0%	4,7%	100,0%
Sherbrooke	Maclean's	0,0%	3,7%	18,8%	34,8%	26,4%	12,2%	4,1%	0,0%	100,0%
	UdeM	0,0%	0,0%	8,2%	11,5%	20,3%	24,3%	32,9%	2,7%	100,0%
	Logistique	0,0%	0,0%	2,4%	12,1%	27,4%	31,4%	21,1%	5,5%	100,0%
UdeM (UdeM)	Maclean's	0,6%	2,2%	12,8%	29,0%	32,1%	19,8%	3,4%	0,1%	100,0%
	UdeM	0,3%	0,4%	5,2%	7,6%	14,3%	25,4%	44,5%	2,2%	100,0%
	Logistique	0,0%	0,4%	1,5%	8,4%	18,6%	33,4%	32,0%	5,6%	100,0%
Ensemble	Maclean's	0,4%	3,7%	15,7%	31,1%	29,8%	15,8%	3,4%	0,0%	100,0%
	UdeM	0,2%	0,4%	7,4%	9,5%	16,8%	24,8%	38,6%	2,2%	100,0%
	Logistique	0,0%	0,3%	2,7%	10,4%	22,3%	32,2%	26,8%	5,2%	100,0%

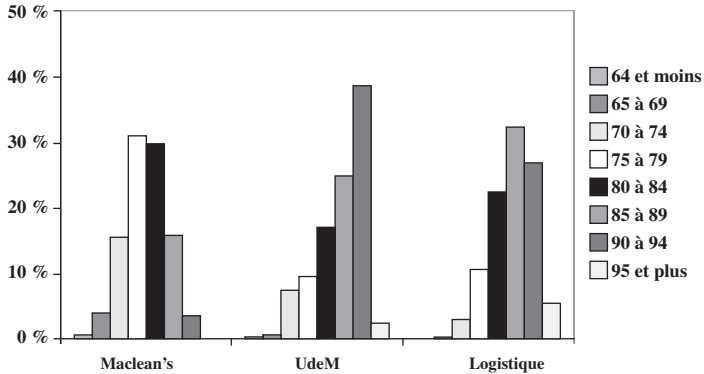


Figure 11. *Distributions des moyennes cumulatives en pourcentage pour l'ensemble des trois universités (Laval, Montréal et Sherbrooke) telles que calculées par les conversions Maclean's, UdeM et logistique (automne 2001-2002)*

Conclusion

Cet article avait pour but de présenter les fondements de la formule de conversion des cotes de rendement au collégial, les *cotes R*, en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage, qui a été adoptée par l'ensemble des universités québécoises participant au palmarès des établissements de la revue Maclean's. Cette formule tire sa source de travaux empiriques réalisés au registrariat de l'Université de Montréal qui reconnaissait le besoin d'un facteur de bonification pour rendre les moyennes cumulatives des cégépiens comparables à celles des finissants du secondaire des autres provinces canadiennes. L'UdeM avait en conséquence développé une formule de conversion de type linéaire faisant intervenir la *cote R*.

En raison notamment des moyennes aberrantes qu'elle produisait, la formule de l'UdeM fut contestée par le magazine Maclean's qui y allait de sa propre formule de conversion de type linéaire sans facteur de bonification. Si la formule du magazine avait été appliquée, elle aurait entraîné des baisses importantes des moyennes des cégépiens par rapport à celles obtenues avec la formule de l'UdeM. Les universités québécoises francophones seraient ainsi passées du premier au dernier rang parmi les diverses populations canadiennes. Cette position désavantageuse des élèves québécois ne correspond toutefois à aucun résultat issu des études à grande échelle de comparaison du rendement scolaire, tant nationales qu'internationales, qui montrent que, loin de tirer de l'arrière, les étudiants québécois francophones de l'âge usuel du

secondaire appartiennent non seulement au peloton de tête des provinces canadiennes, mais à l'élite des populations mondiales. Ces études accréditaient donc l'estimation bonifiée de l'Université de Montréal par rapport à la proposition du Maclean's.

Dans le processus de conversion des *cotes R* en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage, il convient de tenir compte de différences essentielles entre les systèmes québécois et canadien, des différences liées aux cursus, aux populations et aux échelles de référence. Ces différences, une fois prises en compte, révèlent les difficultés d'appliquer une conversion de type linéaire sans générer de données aberrantes ou transgresser les conditions d'application qui régissent l'utilisation des transformations linéaires. Devant ces difficultés, il a été convenu d'adopter une formule de conversion non linéaire basée sur l'utilisation de l'ogive logistique à trois paramètres selon le modèle de Birnbaum.

La valeur des paramètres de l'ogive logistique ($a = 0,40$; $b = -1,05$; $c = 0,60$) a été déterminée de façon :

1. à refléter la pente calculée par Genest ($k = 1,4$) dans sa critique de la formule de l'UdeM;
2. à combler la différence qui existe entre les moyennes cumulatives brutes des cégépiens et la moyenne correspondante des entrants universitaires canadiens des autres provinces;
3. à pourvoir d'asymptotes les limites inférieures et supérieures (60, 100) de la distribution des scores convertis de manière à respecter les limites des scores possibles de la distribution.

La nouvelle formule de conversion donne, pour la moyenne de chacun des établissements et la moyenne d'ensemble, des résultats similaires à ceux qui ont été produits en 2002 avec la formule de conversion de l'UdeM. Avec la formule adoptée, les universités québécoises participant à l'enquête Maclean's croient ainsi avoir apporté de façon satisfaisante les ajustements nécessaires au procédé permettant de convertir *les cotes de rendement au collégial* en moyennes cumulatives exprimées en pourcentage, de sorte qu'elles soient comparables à celles des finissants du secondaire des autres provinces. Le magazine Maclean's a reconnu la validité de la formule proposée sur la foi de l'analyse qu'en a faite Genest (2003) qui conclut : "In summary, I commend Dr Savard for his careful analysis of this thorny issue and recommend the use of his logistic curve for conversion of CRCs into MCs for Maclean's *survey of universities in the year 2003 and beyond.*"

Comme il a été mentionné précédemment, l'intérêt de cette formule dépasse largement le cadre du palmarès du magazine et elle devrait être appliquée dans toutes les situations où des *cotes R* de cégépiens du Québec doivent être comparées avec des moyennes cumulatives exprimées en pourcentage de finissants du secondaire des autres provinces.

La publication des fondements de cette formule devrait favoriser grandement son utilisation et permettre un traitement plus équitable des étudiants, des établissements et du système québécois dans les divers processus de sélection et de mesure de la performance. Concrètement, il est irréaliste de s'attendre à ce que chacun des organismes susceptibles d'utiliser cette formule en prenne connaissance et procède lui-même à la conversion désirée de la *cote R*. Toutefois, il est loin d'être irréaliste de penser que cette conversion apparaisse au relevé de notes des cégépiens accompagnée d'une notice indiquant son utilité. Enfin, la présente diffusion de la formule de conversion adoptée par les universités québécoises devrait permettre de répondre aux diverses questions posées concernant sa source et ses fondements. Cette diffusion devrait aussi permettre de la critiquer, de faciliter son amélioration et, le cas échéant, de procéder à son remplacement par une formule plus adéquate.

NOTES

1. Pour une description complète de la cote de rendement au collégial voir : CREPUQ (2000). *La cote de rendement au collégial ce qu'elle est, ce qu'elle fait – Document approuvé le 30 novembre 2000 par le comité de gestion des bulletins d'études collégiales*, [http://crepuq.qc.ca/documents/adm/CRC_long.pdf].
2. Les observations suivantes (4 à 8) supposent la validité (au moins de façon approximative) des conditions d'application du paradigme gaussien qui sous-tendent la formule UdeM.
3. Cette valeur s'appuie sur l'information contenue à l'annexe H du document *Modifications à apporter à la méthode de calcul de la cote de rendement au collégial aux fins de l'admission dans les universités*, cité dans l'analyse de Genest. Cette information est à l'effet que le 80^e percentile des CRC des diplômés en sciences (CRC = 32) correspond à une moyenne cumulative brute de 84,8%.
4. L'analyse experte du professeur Christian Genest de l'Université Laval, en précisant plusieurs données essentielles à considérer dans ce problème complexe, s'est avérée une contribution des plus déterminantes dans la suite des choses. Les auteurs lui témoignent leur reconnaissance.
5. Le palmarès des universités du Maclean's comporte trois catégories : *Medical Doctoral, Comprehensive et Primarily Undergraduate*.
6. L'université McGill, seule participante québécoise du côté anglophone dans la catégorie *Medical Doctoral*, n'a pas utilisé la formule de conversion de l'Université de Montréal, en 2002.

7. Comme l'a indiqué Sévigny (2006), la prudence est toujours de mise dans les comparaisons interlangues en écriture.
8. Lorsque le Québec participe à des enquêtes canadiennes touchant les élèves de 16 ans du secondaire, il le fait en excluant une proportion non négligeable d'élèves (aux alentours de 10%) de cet âge qui, plus précoces et souvent très performants, ont déjà entrepris leurs études collégiales.
9. En 1999, la filière préuniversitaire comptait 85 108 inscrits, soit 49,6% du total des inscrits à l'enseignement ordinaire de l'ordre collégial (MELS, 2005, p. 77).
10. Les taux exacts de passage au collégial qui concernent cette section peuvent être consultés à l'intérieur des *Indicateurs de l'éducation, édition 2003* (MEQ, 2003).
11. Pour la cohorte qui nous intéresse (1999-2000) le taux d'obtention du DES après avoir atteint la 5^e secondaire est de 94,1%. Donc, considérant que tous les cégépiens (60% de la population totale de la fin du secondaire) ont obtenu leur diplôme d'études secondaires, on doit considérer que chez les 40% qui restent, plus des trois quarts d'entre eux, soit 34,1%, ont acquis ce diplôme.
12. En dehors de cette zone assez compacte, la pente abrupte de la formule de conversion de l'UdeM pénalise fortement les moyennes d'établissement qui sont en dessous et récompense grandement celles qui sont au-dessus.
13. Le postulat de linéarité est justifié: a) si la CRC moyenne est fortement reliée à la MC (relation fonctionnelle); et b) si les deux variables sont distribuées selon le même modèle de localisation-échelle, tel que la loi normale.
14. La valeur des abscisses est exprimée en scores bruts, alors que la valeur des ordonnées est pondérée selon le poids accordé par le Maclean's à ses différents critères. À noter que les graphiques relatifs aux critères 13 et 14 n'apparaissent pas ici étant donné qu'ils ne résultent pas de l'application directe de l'ogive normale, mais plutôt de transformations linéaires consécutives à l'addition de deux sous-critères.
15. À l'Université de Montréal, la conversion de la distribution des moyennes cumulatives individuelles a été effectuée sans les données de l'École Polytechnique et de l'École des Hautes études commerciales, qui n'étaient pas disponibles à l'occasion de cet exercice.
16. En se référant à la différence à la moyenne canadienne, plutôt qu'à l'écart avec les meilleures populations, comme elles pourraient facilement y prétendre, les universités québécoises font ici preuve de retenue.
17. Les universités québécoises se réservent le droit d'apporter au modèle retenu les améliorations qui seront jugées nécessaires compte tenu de nouveaux éléments d'information pouvant se présenter.
18. UdeM: Université de Montréal excluant l'École Polytechnique et l'École des Hautes études commerciales (HEC), soit uniquement le Campus UdeM.

RÉFÉRENCES

- Association des universités et des collèges canadiens (AUCC) (2002). *Maclean's Survey Results - 2002 Data*. Fichier Excel mis à jour annuellement. Ottawa (ON).
- Bertrand, R., & Blais, J.G. (2004). *Modèles de mesure: l'apport de la théorie des réponses aux items*. Sainte-Foy (QC): Presses de l'Université du Québec. ISBN: 2760511030.
- Birnbaum, A. (1957). *Efficient design and use of tests of mental ability for various decision-making problems*. Series Report No. 58-16. Project No. 7755-23, USAF School of Aviation Medicine. Randolph Air Force Base (TX).

- Birnbaum, A. (1958a). *Further considerations of efficiency in tests of mental ability. Series Report No. 17*. Project No. 7755-23, USAF School of Aviation Medicine. Randolph Air Force Base (TX).
- Birnbaum, A. (1958b). *On the estimation of mental ability. Series Report No. 15*. Project No. 7755-23, USAF School of Aviation Medicine. Randolph Air Force Base (TX).
- Birnbaum, A. (1968). Some latent trait models and their use in inferring an examinee's ability. In F.M. Lord & M.R. Novick, *Statistical Theories of Mental Test Scores. Part 5*. Reading (MA): Addison-Wesley.
- Blais, J.G. (1992). *IAEP Technical Report: Volume 2*. Educational Testing Service, Princeton (NJ).
- Blais, J.G. (2006). *Les résultats de l'échantillon d'élèves québécois du primaire ayant participé à l'enquête TIMMS 2003 en mathématique – Avis au ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport*. Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport, Québec (QC). [www.mels.gouv.qc.ca/lancement/TablePiloteProgFormation/EnqueteTIMSS2003Math.pdf].
- Conférence des recteurs et des principaux d'université du Québec, (CREPUQ) (2000). *La cote de rendement au collégial ce qu'elle est, ce qu'elle fait – Document approuvé le 30 novembre 2000 par le comité de gestion des bulletins d'études collégiales*. Montréal (QC). [http://crepuq.qc.ca/documents/adm/CRC_long.pdf].
- Conseil des ministres de l'Éducation du Canada (CMEC) (1998). *PIRS - Programme d'indicateurs du rendement scolaire - 1997 - Évaluation en mathématique*. Toronto (ON). [<http://www.cmec.ca/saip/math97/Pages/pdf.stm>] pp. 110-111, 113-114.
- Conseil des ministres de l'Éducation du Canada (CMEC) (1999). *PIRS - Programme d'indicateurs du rendement scolaire - 1998 - Évaluation en lecture et écriture*. Toronto (ON). ISBN 0-88987-117-5, pp. 104-107, 113, 122-126-127, 130-131, 133, 134.
- Conseil des ministres de l'Éducation du Canada (CMEC) (2000). *PIRS - Programme d'indicateurs du rendement scolaire - 1999 - Évaluation en sciences*. Toronto (ON). ISBN 0-88987-125-6, pp. 122-123.
- Conseil des ministres de l'Éducation du Canada (CMEC) (2001). *PIRS - Programme d'indicateurs du rendement scolaire - 2001 - Rapport sur l'évaluation en Mathématiques III*. Toronto (ON). [www.cmec.ca/saip/math2001/public/indexf.stm], pp. 124 et 131.
- Conseil des ministres de l'Éducation du Canada (CMEC) (2002). *PIRS - Programme d'indicateurs du rendement scolaire - 2002 - Écriture III*. Toronto (ON). [<http://www.cmec.ca/saip/scribe3/public/indexf.stm>], pp. 96-97.
- Développement des ressources humaines Canada (DRHC), Statistiques Canada (Statcan) et Conseil des ministres de l'Éducation du Canada (CMEC) (2000). *À la hauteur: La performance des jeunes du Canada en lecture, en mathématiques et en sciences - Étude PISA de l'OCDE - Premiers résultats pour les Canadiens de 15 ans - Les points saillants*. Ottawa (ON). [<http://www.cmec.ca/pisa/2000/pointssailants.fr.pdf>], pp. 4, 6.
- Educational Testing Service (1989). *A World of Differences - An international Assessment of Mathematics and Sciences (IAEP' 88)*. Princeton (NJ). ISBN 0-88685-088-6. Figure 1.1, p. 14, et figure 4.1, p. 36.
- Genest, C. (2002). *La méthode proposée par l'UdeM pour la conversion de la CRC en une MC*. Magazine Maclean's, document non publié, Toronto (ON).

- Genest, C. (2003). *Lettre à l'éditrice du Maclean's au sujet du rapport: La méthode de conversion des cotes de rendement au collégial (cotes R) en moyennes cumulatives en pourcentage (MC)*. Magazine Maclean's, document non publié, Toronto (ON).
- Hambleton, R.K., & Jones, R.W. (1993). Comparison of classical test theory and item response theory and their applications to test development. *Educational Measurement: Issues & Practice*, 12, 38-47.
- Hambleton, R.K., & Swaminathan, H. (1985). *Item Response Theory: Principles and applications*. Boston (MA): Kluwer-Nijhoff Pub.
- Lai, J.S., & Velozo, C.A. (2000). *History of Item Response Theory (Up To 1982) – Ot-540 Special Topics in Evaluation and Research: Rasch Measurement* (Plan de cours). University of Illinois at Chicago. [<http://www.uic.edu/classes/ot/ot540/history.html>].
- Lord, F.M. (1952). A Theory of Test Scores. *Psychometric Monograph*, 7.
- Lord, F.M. (1980). *Applications of item response theory to practical testing problems*. Educational Testing Services, Laurence Erlbaum Associates Publishers, ISBN 0-89859-006-X.
- Ministère de l'Éducation du Québec (MEQ) (2000). *Les élèves québécois excellent en mathématiques* - Communiqué de presse (7 décembre 2000). [www.meq.gouv.qc.ca/cpress/cprss2000/c001207.htm]. Gouvernement du Québec, Québec (QC). Annexes 1 et 2.
- Ministère de l'Éducation du Québec (MEQ) (2003). *Indicateurs de l'éducation, édition 2003*. Gouvernement du Québec, Québec (QC). [<http://www.meq.gouv.qc.ca/STAT/indic03/indic03F/if03208.pdf>].
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport (MELS) (2005). *Statistiques de l'éducation - édition 2005- Enseignement primaire, secondaire, collégial et universitaire*. Secteur de l'information et des communications, Québec (QC). [http://www.mels.gouv.qc.ca/stat/stat_edu/donnees_05/StatistiquesEducation2005_45379_4.pdf].
- Registrariat de l'Université de Montréal (2001). *Méthode de calcul des indicateurs de Maclean's*. Montréal (QC): Université de Montréal.
- Savard, D. (2003). *La méthode de conversion des cotes de rendement au collégial (cotes R) en moyennes cumulatives en pourcentage (MC)*. Bureau de planification et de recherche institutionnelle (BPEI), Fondements et pratiques en éducation, Université Laval, Québec (QC).
- Savard, D. (2003). *Résultats comparatifs obtenus par le Québec à diverses épreuves de rendement scolaire - Concordance avec la méthode de conversion proposée par le Maclean's*. Bureau de planification et de recherche institutionnelle (BPEI), Fondements et pratiques en éducation, Université Laval, Québec (QC).
- Sévigny, S. (2006). *Évaluation à grande échelle de l'écriture - Validité des comparaisons entre les scores holistiques d'élèves canadiens anglophones et francophones*. Thèse de doctorat, Faculté des sciences de l'éducation, Université Laval, Québec (QC).