

Annexe 1 : Calcul de la cote globale sur 10

La cote globale sur 10 permet de répondre à la question suivante : « Quelle est la performance scolaire de l'établissement ? » Il a fallu, pour répondre à cette question, combiner diverses séries de données présentant des distributions dissemblables. De plus, comme la cote globale sur 10 est un indicateur clé des progrès accomplis au fil des années, son calcul doit aussi tenir compte des variations annuelles dans les caractéristiques statistiques des valeurs représentant chaque année scolaire à l'intérieur d'une même série de données. Par exemple, la moyenne et l'écart-type de la distribution des résultats moyens aux épreuves, d'une école à l'autre, en langue maternelle, peuvent varier entre les cours d'anglais et les cours de français. Elles peuvent même varier à l'intérieur de chacune de ces matières, d'une année à l'autre. Il fallait donc standardiser les données pour calculer la cote globale sur 10.

Voici une description simplifiée de la méthode utilisée pour convertir les données annuelles du ministère de l'Éducation en une cote globale sur 10 comme celle qui figure aux tableaux détaillés.

- 1) Les résultats des cours d'histoire de secondaire IV, donnés en anglais et en français, ont été combinés pour produire des moyennes pondérées de résultats aux épreuves, de taux d'échec et de surestimation des résultats, et ce, sans les standardiser. En effet, rien ne nous permet de croire que les versions française et anglaise des mêmes examens aient été dissemblables. Les résultats aux épreuves de sciences physiques, secondaire IV, versions française et anglaise, ont été combinés de la même façon. On notera que la taille de l'effectif étudiant a servi de facteur de pondération pour établir les résultats moyens pondérés aux épreuves.
 - 2) Tous les résultats ont alors été standardisés par la résolution de l'équation $Z = (X - m)/s$, où X représente le résultat moyen d'une école, où m désigne la moyenne de la distribution des résultats sur l'ensemble des écoles et où s correspond à l'écart-type de cette même distribution générale.
 - 3) Dans le cas des cours de français et d'anglais langues secondes de secondaire V, puisque leurs épreuves comportaient plusieurs parties distinctes, les résultats de ces composantes ont été combinés pour chaque cours, produisant ainsi une moyenne pondérée des résultats du cours. Les résultats moyens pondérés des deux cours ont alors été standardisés de nouveau.
 - 4) Tous les résultats combinés standardisés ainsi que les deux résultats de langue maternelle (ces deux séries de données distinctes n'avaient pas à être combinées avant le calcul des résultats globaux) ont alors été combinés pour produire les résultats moyens pondérés globaux quant aux résultats moyens aux épreuves, au taux d'échec, à la surestimation des résultats, à l'écart entre les sexes dans la langue maternelle et à l'écart entre les sexes en sciences physiques. Ces résultats globaux, moyens et pondérés, ont alors été standardisés de nouveau.
 - 5) Les cinq résultats globaux ont alors été combinés pour produire une mesure sommative pondérée moyenne de l'école. Les facteurs de pondération utilisés dans ces calculs étaient les résultats aux épreuves (à raison de 50 %), le taux d'échec (30 %), la surestimation des résultats par l'école (10 %) et les indicateurs combinés de l'écart entre les sexes (10 %).
 - 6) Cette mesure sommative standardisée a alors été standardisée de nouveau.
- Le résultat ainsi standardisé a été converti en une cote globale de zéro à dix selon la méthode suivante :
- 7) Les résultats standardisés maximum et minimum ont été fixés, respectivement, à 2,0 et -3,29. Les écoles ayant obtenu des résultats égaux ou supérieurs à 2,0 se voyaient attribuer la cote maximum de 10. Le seuil de 2,0 (plutôt que 3,29) a été choisi pour permettre à plus d'une école, en une même année scolaire, d'obtenir une cote de « dix sur dix », compte tenu de la rareté de notes supérieures à 2,0 (deux écarts-types au-dessus de la moyenne). Quant aux résultats égaux ou inférieurs à -3,29, ceux-ci étaient convertis en une cote globale minimum de zéro. Les écoles ayant des résultats inférieurs à -3,29 sont sans doute des *cas déviants* – un terme statistique servant à désigner, parmi une population, les cas aberrants dont les caractéristiques sont nettement différentes de celles du reste de leur groupe. Nous avons donc décidé d'établir un seuil minimum de façon à mettre de côté des différences aussi extrêmes.

8) Les résultats standardisés ont été convertis en cotes globales selon la formule suivante : $CG = \mu (\sigma * \text{RESTAND})$, où CG est la cote globale résultante ; μ est la moyenne calculée selon la formule $\mu = (CG_{\text{min}} - 10 (Z_{\text{min}} / Z_{\text{max}})) / (1 - (Z_{\text{min}} / Z_{\text{max}}))$; $\sigma = (10 - \mu) / Z_{\text{max}}$; et RESTAND est le résultat standardisé calculé en (5) ci-dessus et ajusté tel que nécessaire en fonction des valeurs minimum et maximum selon la méthode décrite en (7) ci-dessus. Tel que noté en (6), CG_{min} est égal à zéro. Enfin, comme on le voit en (7) ci-dessus, Z_{min} est égal à $-3,29$, et Z_{max} est égal à $2,0$.

9) Finalement, la cote globale ainsi dérivée est arrondie à la première décimale pour refléter le nombre de décimales significatives présentes dans les données d'origine.

On notera que la cote globale sur 10, puisqu'elle est basée sur des résultats standardisés, est une mesure relative. Par conséquent, les améliorations obtenues par une école doivent être supérieures à la moyenne générale pour que la cote globale de l'établissement puisse marquer un progrès. Si l'école s'améliore, mais que cette amélioration est inférieure à la moyenne générale des établissements, sa cote globale accusera un recul.

Annexe 2 : Pourquoi les cotes globales varient-elles d'une école à l'autre ?

L'efficacité d'une école dépend vraisemblablement de très nombreux facteurs dont les suivants : les compétences des administrateurs, professeurs et conseillers d'orientation, les aptitudes et la motivation des élèves, les ressources physiques et technologiques à sa disposition, les réglementations qui encadrent son fonctionnement, ses programmes d'enseignement, et, finalement, l'enthousiasme des parents et leur degré de participation à la vie scolaire. Chacun de ces facteurs pourrait expliquer en partie les différences observées entre les résultats des divers établissements. Il n'appartient pas au présent *Bulletin* de vérifier et de quantifier la relation entre chacune de ces variables et la performance des écoles. Toutefois, puisque d'aucuns suggèrent que le classement d'une école ne fait que refléter le degré d'aisance financière des familles, il

nous a semblé important d'entreprendre une démarche pour quantifier systématiquement l'association entre les variables socio-économiques et la performance. Nous avons donc tracé un profil socio-économique raisonnablement exact des familles pour chacune des écoles répertoriées dans le *Bulletin* en croisant les données du recensement de 1996 avec les données de fréquentation scolaire par école et par code postal.

Nous avons alors étudié la relation entre les facteurs socio-économiques, certains facteurs d'organisation de l'école et la cote globale sur 10. Ensuite, nous avons exploré ces mêmes relations avec plusieurs des indicateurs composant la cote globale. Enfin, nous avons examiné l'effet de la taille de l'école (c'est-à-dire la taille de sa population étudiante).

Légende des variables indépendantes

%LPAR : pourcentage des familles visées par l'étude, dont un seul des parents réside au foyer.

%PPILO : pourcentage des familles visées où le parent principal déclare ignorer les deux langues officielles.

AGEMPP : âge moyen du parent principal dans les familles visées.

REMP : revenu d'emploi moyen des parents.

LNREMP : logarithme de REMP.

RTGMP : revenu de transferts gouvernementaux moyen des parents.

LNRTGMP : logarithme de RTGMP.

SECTEUR : type d'administration scolaire (publique ou privée).

POPUL : nombre total d'élèves de l'école.

LNPOPUL : logarithme de POPUL.

Association des caractéristiques socio-économiques et institutionnelles des écoles avec la cote globale sur 10

Une régression multiple standard a été effectuée entre la cote globale sur 10, qui tenait lieu de variable dépendante, et sept variables indépendantes, à savoir cinq caractéristiques socio-économiques pertinentes des familles, tirées du recensement de 1996 et deux caractéristiques de l'organisation des écoles.

L'analyse a été effectuée à l'aide du logiciel statistique SPSS, version 10.0.0. Après une analyse préliminaire des résultats, on a calculé la transformation logarithmique de trois variables – REMP, RTGMP et POPUL – pour réduire la dissymétrie et améliorer la normalité, la linéarité et l'homoscédasticité des variances résiduelles.

Vingt-neuf cas déviants univariés et multivariés ont été exclus de l'analyse, réduisant l'échantillon à un total N de 449 pour l'analyse subséquente. REMP était fortement corrélé à la scolarité moyenne du parent le plus scolarisé. Les analyses suivantes utilisent seulement REMP comme variable indépendante, mais l'on peut utiliser l'une ou l'autre et obtenir un effet similaire. Le Tableau 1 fait état des corrélations entre les variables, les coefficients de régression non standardisés (B), les coefficients de régression standardisés (β) et les corrélations partielles (sr^2_i), R^2 et R^2 ajusté.

La statistique R issue de la régression était nettement différente de zéro. La régression a permis d'expliquer 39 % de la variance. Cinq variables in-

dépendantes ont été associées de façon significative, d'un point de vue statistique, avec la cote globale.

Les variables explicatives – ou causales – les plus fortes étaient les variables organisationnelles, à savoir SECTEUR et LNPOPUL. Celles-ci expliquent 26,4 % de la variance totale des cotes, comptent pour au moins 68 % de la variance expliquée de la régression ($(0,206 + 0,058)/0,39$) et représentent 91 % de la variabilité unique de la régression ($((0,264)/0,29)$), mesurée par la somme de leurs coefficients sr^2 divisée par la variabilité unique totale. À titre de comparaison, les trois variables socio-économiques ayant la plus forte valeur explicative, %PPILO, AGEMPP et LNREMP, qui étaient les seules variables socio-économiques significatives, n'étaient associées qu'à 2,4 % de la variance totale des cotes, à 6,2 % de la variance expliquée de la régression ($0,024/0,39$) et à 8,3 % de la variabilité unique de la régression ($((0,007 + 0,008 + 0,009)/0,29)$).

Plus précisément, lorsque les conditions socio-économiques sont égales, le fait que l'école soit administrée par le secteur privé ajoute 2,1 à la cote globale sur 10 par rapport au secteur public. On notera que l'appartenance au secteur privé ou public se définit ici selon le régime auquel l'établissement appartient en vertu des règlements et modes de financement du ministère de l'Éducation. Entrent aussi, dans cette définition, les politiques pédagogiques et pratiques d'enseignement de l'école ainsi que ses politiques d'admission. Comme les politiques de sélection des écoles secondaires du Québec ne sont pas encore documentées, nous ne

Tableau 1 Régression multiple standard des variables socio-économiques et organisationnelles par rapport à la cote globale sur 10

Variables	Cote globale (DV)							B	β	sr^2 (unique)
	% LPAR	% PPILO	AGEMPP	LNREMP	LNRTGMP	SECTEUR	LNPOPUL			
% LPAR	-0,189							0,00012	0,005	
% PPILO	-0,127	0,538						-0,147*	-0,107	0,007
AGEMPP	0,321	-0,214	0,062					0,197*	0,116	0,008
LNREMP	0,398	-0,458	-0,190	0,562				1,246*	0,198	0,009
LNRTGMP	-0,344	0,230	0,099	-0,558	-0,817			0,948	0,131	
SECTEUR	0,524	-0,126	0,054	0,310	0,424	-0,370		2,074**	0,169	0,206
LNPOPUL	0,099	0,061	-0,126	0,026	-0,022	-0,142	-0,305	0,568**	0,088	0,058
							Intersection	-29,57		
Moyennes	5,99	20,53	0,747	40,56	10,69	8,57	1,28			$R^2 = 0,39^A$
Écarts-types	1,72	7,05	1,26	1,01	0,275	0,240	0,450			Adj. $R^2 = 0,38$ $R = 0,63^{**}$

Notes: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; ^AVariabilité unique = 0,29; Variabilité commune = 0,10.

pouvons pas présumer que la contribution du type d'administration de l'école soit uniquement le résultat de ses pratiques de gestion ou d'enseignement. Nous devons admettre, pour l'instant, que les politiques de sélection d'une école peuvent avoir un effet considérable sur sa cote globale. Cela étant dit, les variables indépendantes d'organisation et de gestion scolaire n'en méritent pas moins d'être étudiées de façon plus approfondie.

Il importe de noter que les variables organisationnelles semblent contribuer davantage que les variables socio-économiques à l'explication de la cote globale. Cela donne à penser que des facteurs contrôlés par l'État et les administrateurs scolaires – comme le type d'administration et la taille des écoles – peuvent avoir davantage d'influence sur la cote globale que les caractéristiques socio-économiques des familles, qu'il s'agisse de structure familiale, de revenu, d'âge des parents ou de connaissance des langues officielles. Cela permet aussi de croire que la contre-performance de certains élèves ou de certaines écoles n'est pas irrémédiable. Les changements de politique et d'administration pourraient améliorer les résultats. Bref, l'école fait une différence.

Même la variable que l'on cite le plus souvent comme principal facteur de réussite, à savoir le revenu familial, indiqué ici par LNREMP, produit un effet de variabilité unique beaucoup plus faible que les variables organisationnelles. On devrait toutefois noter que le coefficient de corrélation de Pearson (0,424) entre LNREMP et SECTEUR indique la possibilité d'un effet indirect du revenu, effet qu'une régression multiple spéciale, portant sur le choix d'école des parents, nous confirme. Cette régression spéciale indique en effet que la probabilité du choix d'une école privée augmente avec le revenu. Cet effet indirect du revenu sur la cote globale n'était pas inclus dans la variabilité unique du facteur revenu. L'effet indirect du revenu serait confirmé si on l'excluait de la régression et qu'il en résultait une augmentation de la variabilité unique de SECTEUR.

Ainsi, le revenu pourrait jouer un plus grand rôle dans la variabilité commune que ne le suggère cette analyse préliminaire. Il demeure toutefois que la contribution unique du facteur SECTEUR à la cote globale ne saurait être mise de côté. Même si la hausse du revenu contribue à un choix plus fréquent d'écoles privées, ce sont quand même les caractéristiques de ces mêmes écoles qui expliquent le mieux leur performance à l'égard de la cote globale.

Ajoutons enfin que l'âge du parent principal (la mère, dans le cas d'une famille biparentale) et la connaissance d'une langue officielle par ce parent semblent jouer un rôle significatif.

Explication des résultats, des échecs, de la diplomation et de la surestimation par l'école

La cote globale sur 10 est un indice composite formé à partir de quatre indicateurs. Peut-on supposer que les facteurs expliquant la cote globale puissent aussi expliquer les résultats aux épreuves (RE), le taux d'échec (TE) et la surestimation des résultats par l'école (SRE) ? Une analyse approfondie de ces indicateurs s'impose si l'on veut mieux comprendre les cotes globales. Le Tableau 2 résume les résultats d'une régression standard à partir de trois de ces variables et d'une statistique sur le taux de diplomation que nous nous proposons de prendre en compte, l'an prochain, dans le calcul de la cote globale. Une analyse encore plus approfondie devra également tenir compte des indicateurs d'écart entre les sexes.

Comme la cote globale sur 10 s'appuie fortement (50 %) sur les résultats aux épreuves, il n'est pas surprenant que des résultats similaires soient obtenus lorsque l'on fait la régression sur les résultats aux épreuves plutôt que sur la cote globale. La régression des résultats aux épreuves (RE) présente des coefficients R^2 et sr^2 quasi identiques. Le fait qu'une école appartienne au secteur privé accroît, par une marge supérieure à l'écart-type, les résultats globaux standardisés aux épreuves. Selon cette régression, seule la variable linguistique %PPILO ne montre aucune association significative du point de vue statistique avec la variable dépendante.

La régression du taux d'échec produit des résultats assez similaires.

Sans doute à cause de la nature tronquée de la distribution de la surestimation (moins de la moitié des écoles surestiment les résultats), cette régression se révèle moins efficace. Tout de même, les trois variables les plus fortes, à savoir LNPOPUL, SECTEUR et LNREMP, montrent quand même de fortes associations avec la variable dépendante.

Le taux de diplomation donnera une mesure importante de la performance de l'école car il reflète le succès d'une cohorte d'élèves dans l'ensemble de ses études secondaires. Ce taux mesure l'efficacité de l'école sur une période de cinq ans. Toutefois, la régression montre une relation causale ou explicative plus faible. On peut évidemment expliquer ce phénomène par le fait qu'aucune donnée n'était encore disponible dans le cas des écoles privées, ce qui nous empêchait de tenir compte de la variable SECTEUR. Cette exclusion est évidemment significative. Si l'on avait exclu la variable SECTEUR de la régression de RE, il aurait fallu soustraire 0,211 (valeur sr^2 de SECTEUR dans la

Tableau 2 Régression multiple standard des variables organisationnelles et socio-économiques par rapport aux résultats aux épreuves, taux d'échec, surestimation par l'école et taux de diplomation

Variables dépendantes	Résultats aux épreuves		Taux d'échec		Surestimation des résultats par école		Diplomation (écoles publiques seulement)	
Variables indépendantes	B	sr ² (unique)	B	sr ² (unique)	B	sr ² (unique)	B	sr ² (unique)
%LPAR	0,000		0,000		0,000		0,000	
%PPILO	-0,007		-0,106 [*]	0,012	-0,006		0,005	
AGEMPP	0,111*	0,008	0,102*	0,007	0,006		0,210**	0,035
LNREMP	0,733**	0,010	0,617*	0,007	0,822**	0,013	0,929*	0,017
LNRTGMP	0,502		0,622*	0,006	0,588		0,009	
SECTEUR	1,20**	0,211	1,22**	0,218	0,516**	0,043	nd	
LNPOPUL	0,291**	0,047	0,316**	0,054	0,347**	0,072	-0,159*	0,013
N	451		449		449		255	
R ²	0,41		0,38		0,16		0,14	
Adj0, R ²	0,40		0,37		0,15		0,12	
R	0,64*		0,62*		0,40*		0,38*	

Notes: *p < 0,05 ; **p < 0,01.

régression RE) du coefficient R² de 0,41, ce qui ne s'éloigne guère des résultats obtenus dans la régression de diplomation.

Nous pouvons conclure que trois des quatre facteurs composant la cote globale se comportent de façon à peu près similaire. Leurs réactions vont dans le même sens sous l'effet de variables indépendantes identiques.

La question de la taille des écoles

On notera, dans la régression de la diplomation, le sens négatif de l'effet de la taille de l'école, mesuré par LNPOPUL. Cette variable agit ici dans un sens

inverse à celui que l'on avait observé à l'examen de la régression de RE. Selon les autres régressions, des écoles plus grandes semblaient associées à de meilleures chances de succès. Or, on semble observer l'inverse lorsque l'on examine les données de diplomation. Cela mérite certainement d'être étudié plus à fond.

Le tableau 3 fait état des résultats de deux régressions standard sur les résultats aux épreuves des écoles publiques et privées.

Puisque la taille de l'école joue un rôle significatif dans la régression des résultats aux épreuves pour tous les établissements, nous nous attendions à observer un effet similaire en examinant des sous-groupes d'écoles. Le tableau 3 montre que la

Tableau 3 Régression multiple standard des résultats aux épreuves du ministère de l'éducation dans les écoles publiques et privées

Variables indépendantes	Écoles publiques		Écoles privées	
	B	sr ² (unique)	B	sr ² (unique)
%LPAR	0,000		-0,002	
%PPILO	-0,101**	0,019	0,004	
AGEMPP	0,009*	0,011	0,171	
LNREMP	0,641*	0,013	0,807	
LNRTGMP	0,515		0,548	
LNPOPUL	0,173**	0,026	0,690**	0,234
Population moyenne	931		518	
N	329		129	
R ²	0,11		0,40	
Adj. R ²	0,09		0,37	
R	0,33*		0,63*	

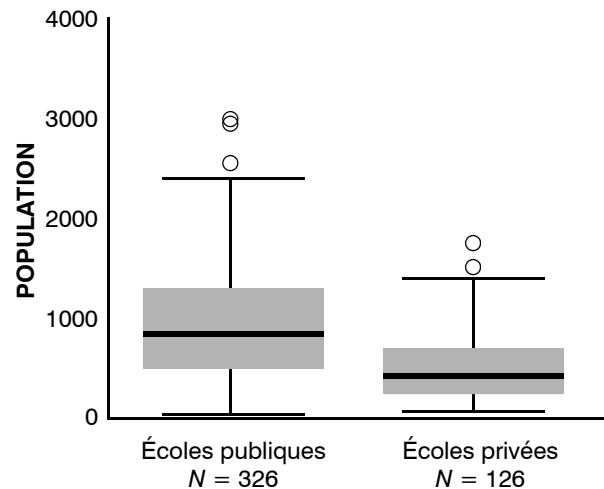
Notes : *p < 0,05 ; **p < 0,01.

taille de la population étudiante exerce un effet sur les deux sous-groupes étudiés ici. Le facteur LNPOPUL a expliqué 2,6 % de la variance totale dans les résultats aux épreuves des écoles publiques. Or, cette même variable expliquait 23,4 % de la variance dans le cas des écoles privées. Il semble donc que l'effet puissant de la taille de l'école sur les résultats de la régression à partir des résultats aux épreuves, dont fait état le tableau 2 (où la taille de l'école expliquait 4,7 % de la variance), était influencé par l'effet encore plus puissant de la taille de l'école dans le secteur privé.

L'influence de la taille de l'établissement paraît plus ambiguë du côté des écoles publiques. Notons tout d'abord que l'école publique moyenne compte 931 élèves contre 518 seulement dans le cas de l'école privée (voir la figure 1). Ce facteur pourrait expliquer à lui seul l'influence réduite de la taille de la population étudiante du côté des écoles publiques. On pourra certainement étudier beaucoup plus à fond l'effet de la taille d'une école sur sa performance.

Pourquoi les écoles privées semblent-elles avoir de meilleurs résultats lorsque leur population étudiante est plus grande ? Comme nous l'avons déjà dit, ces données appellent une étude encore plus approfondie.

Figure 1 Distributions de la taille des écoles publiques et privées



À propos des auteurs

Richard Marceau est professeur de sciences politiques à l'École nationale d'administration publique de l'Université du Québec. Il est aussi chercheur associé à l'Institut économique de Montréal. M. Marceau a obtenu son diplôme de premier cycle en physique à l'Université Laval, sa maîtrise en sciences de l'eau à l'Institut national de la recherche scientifique et son doctorat de science politique à l'Université Laval. Son enseignement à l'ÉNAP porte principalement sur l'évaluation de programmes et l'analyse des politiques publiques. Les recherches de M. Marceau sur l'analyse des politiques publiques se concentrent dans les domaines de l'environnement et de l'éducation. Il a évalué de nombreux programmes allant de la gestion des eaux usées aux études universitaires en passant par le développement économique régional. Ses ouvrages sur les politiques environnementales comprennent *L'eau potable en milieu rural québécois : habitudes de consommation, défection économique et démarches politiques*, produit en l'an 2000 (en collaboration avec François Therrien), *Pollution Taxes, Subsidies and Rent-Seeking*, publié en 1993 (dans le *Canadian Journal of Economics* avec Jean Luc Migué) et *Des élus et des milliards : l'assainissement des eaux au Québec*, publié en 1986. Ses travaux sur les politiques d'éducation comprennent *La question scolaire au Canada*, publié en 1998 (avec Jean-Luc Migué, dans *Options politiques*), *Conséquences du choix de l'école : Effectifs, financement, dépenses par élève et résultats scolaires au primaire et au secondaire*, publié en 1996 (avec Stéphane Couture) et *Le monopole public de l'éducation*, publié en 1989 (avec Jean-Luc Migué).

Peter Cowley est un chercheur en politique d'éducation à l'Institut Fraser. Après avoir obtenu son diplôme de premier cycle en commerce, à l'Université de la Colombie-Britannique, en 1974, M. Cowley a accepté un premier poste au service de la commercialisation de Procter & Gamble, à Toronto. Il est plus tard revenu à Vancouver pour y entreprendre une longue carrière dans la commercialisation et l'administration générale d'entreprises d'ébénisterie. M. Cowley a été amené à s'intéresser davantage aux processus d'amélioration alors qu'il accomplissait des mandats de gestion générale. Il a rédigé et publié, en 1994, *The Parent's Guide*, un manuel pratique destiné aux parents d'élèves du secondaire en Colombie-Britannique. Ce manuel a été remplacé par un site Web en 1995. M. Cowley a aussi été, en 1998, l'un des auteurs de *A Secondary Schools Report Card for British Columbia*, publié par l'Institut Fraser. Cette publication fut suivie de trois autres ouvrages, parus en 1999 : *The 1999 Report Card on British Columbia's Secondary Schools ; Boys, Girls, and Grades : Academic Gender Balance in British Columbia's Secondary Schools ;* et *The 1999 Report Card on Alberta's High Schools*. Son ouvrage le plus récent, abstraction faite du présent *Bulletin*, est le *Second Annual Report Card on Alberta's High Schools*, paru en mars dernier. M. Cowley poursuit ses recherches sur l'éducation et les questions connexes à l'Institut Fraser.

Remerciements

L'Institut économique de Montréal et l'Institut Fraser remercient la Direction des statistiques et des études quantitatives et la Direction de la sanction des études du ministère de l'Éducation, tout particulièrement monsieur Richard Dufour, qui les ont aidés à se procurer les données nécessaires à la présente étude.

Nous aimerions également remercier la professeure Natalie Rinfret de l'École nationale d'administration publique pour ses conseils sur l'analyse statistique, ainsi que le professeur Stephen Easton, de l'université Simon Fraser, pour son aide si précieuse.