

Une analyse des effets de composition du groupe-classe au Québec : influence de la ségrégation scolaire et des projets pédagogiques

Alain-Guillaume Marcotte-Fournier, Sylvain Bourdon, Anne Lessard, Patricia Dionne

DANS **ÉDUCATION ET SOCIÉTÉS** 2016/2 (N° 38), PAGES 139 À 155
ÉDITIONS **DE BOECK SUPÉRIEUR**

ISSN 1373-847X

ISBN 9782807390270

DOI 10.3917/es.038.0139

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://www.cairn.info/revue-education-et-societes-2016-2-page-139.htm>



CAIRN.INFO
MATIÈRES À RÉFLEXION

Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...

Flashez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



Distribution électronique Cairn.info pour De Boeck Supérieur.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Une analyse des effets de composition du groupe-classe au Québec : influence de la ségrégation scolaire et des projets pédagogiques

Alain-Guillaume MARCOTTE-FOURNIER

Chaire de recherche de la Commission scolaire de la Région-de-Sherbrooke sur l'engagement, la persévérance et la réussite des élèves
Université de Sherbrooke
2500, boulevard de l'Université Sherbrooke (Québec) J1K 2R1 Canada
<alain.guillaume.marcotte-fournier@usherbrooke.ca>

Sylvain BOURDON

Centre d'études et de recherche sur les transitions et l'apprentissage
Université de Sherbrooke
<sylvain.bourdon@usherbrooke.ca>

Anne LESSARD

Chaire de recherche de la Commission scolaire de la Région-de-Sherbrooke sur l'engagement, la persévérance et la réussite des élèves
Université de Sherbrooke
<anne.lessard@usherbrooke.ca>

Patricia DIONNE

Centre d'études et de recherche sur les transitions et l'apprentissage
Université de Sherbrooke
<patricia.dionne@usherbrooke.ca>

Depuis une quinzaine d'années, la société québécoise s'est mobilisée pour favoriser la persévérance scolaire des élèves les plus vulnérables sur le plan académique, particulièrement dans les écoles secondaires (collèges en France). Des mesures d'envergure comme la Stratégie d'intervention Agir autrement (SIAA) ont été prises pour offrir des ressources financières supplémentaires aux établissements accueillant une plus forte proportion d'élèves issus de milieux défavorisés. Ces efforts se sont déployés dans une situation marquée par un accroissement de la concurrence entre les écoles publiques et privées. Cédant à une logique de marché dans le recrutement des élèves

(Lessard 2006), cette rivalité, surtout en zone urbaine, s'est manifestée par une offre grandissante de projets pédagogiques particuliers (PPP) au sein des écoles pour attirer et retenir un plus grand nombre d'élèves. Des programmes d'enrichissement en arts, en musique, en sport ou des programmes administrés par des organismes internationaux tel le programme d'éducation internationale sont davantage offerts aux élèves, dès l'entrée au secondaire (Gouvernement du Québec 2007a). La plupart prévoient des mécanismes de sélection fondés sur les résultats scolaires ou les intérêts des élèves : plusieurs écoles secondaires proposent différents PPP et un parcours dit régulier pour les autres élèves. Selon Felouzis et Charmillot (2013), ce type de différenciation curriculaire aurait une influence négative sur le rendement académique lorsqu'elle est associée à de la ségrégation scolaire. Constat d'autant plus préoccupant que la réussite scolaire est le plus important prédicteur du décrochage (Fortin, Marcotte, Diallo, Potvin & Royer 2012). Si les décisions d'organisation ont de telles conséquences, elles sont par ailleurs peu documentées (Fortin et al. 2012) –voire négligées– dans les études sur ce thème. La concurrence entre les écoles et les mécanismes de sélection qui y sont associés pourraient aller à l'encontre des efforts investis pour favoriser la persévérance scolaire au Québec.

L'influence des PPP sur la ségrégation scolaire

Différenciation curriculaire et ségrégation scolaire

Schofield (2010) définit la différenciation curriculaire comme l'existence d'une offre de cheminements qui se distinguent par leur contenu, les situations d'apprentissage proposées, les matières enseignées ou la progressivité. Les mécanismes de sélection associés à l'offre sont d'abord fondés sur les habiletés scolaires des élèves ou leurs intérêts, ce qui peut entraîner une homogénéisation des groupes-classes selon le rendement scolaire et le statut socioéconomique (Schofield 2010). Ces mécanismes de sélection prennent différentes formes selon les écoles. Ireson et Hallam (2001) en distinguent trois : les groupes d'habiletés mixtes (*mixed ability*) où les élèves ne sont pas sélectionnés ; les groupes partiellement sélectionnés (*setting*) où ils se retrouvent dans des groupes forts ou faibles selon les matières ; les groupes sélectionnés (*streaming*) où ils sont répartis dans des groupes fermés selon leurs habiletés mesurées lors d'épreuves de connaissances préalables ou sur recommandation des enseignants. Si le type de sélection opéré par la commission scolaire (chargée de la gestion des écoles élémentaires et secondaires sur un territoire donné) s'apparente à du streaming. Certains élèves à résultats scolaires élevés et qui ne sont pas intéressés par les PPP de leur école, peuvent cependant se retrouver dans les groupes-classes du régulier.

L'effet d'une organisation scolaire non sélective (regroupement des élèves présentant une mixité d'habiletés) ou sélective (regroupement par habiletés) a fait l'objet de nombreuses recherches comparatives. Leur analyse ne permet pas de dégager de conclusion scientifique sur l'influence du type de regroupement sur le rendement des élèves (Ireson & Hallam 2001). Toutefois, l'idée se dégage que les systèmes sélectifs tendent à creuser l'écart entre élèves faibles et forts sur le plan académique (Ireson & Hallam 2001). Un autre constat établit que la mixité sociale a un effet bénéfique sur le rendement scolaire et qu'il est non symétrique : les élèves de statut socioéconomique faible gagneraient à être scolarisés dans un milieu mieux loti alors que ceux de statut plus favorisé ne verraient pas leur rendement diminuer par une scolarisation dans les milieux plus mixtes socialement (Conseil Supérieur de l'Éducation et Conseil National d'Évaluation du Système Scolaire 2015).

La mixité sociale à l'école peut être envisagée sous l'angle de la ségrégation, conceptualisée par Grafmeyer (1994) comme une séparation physique entre les groupes, doublée d'un processus de mise à distance. Un groupe est ségrégué s'il est concentré dans un espace, à l'écart des autres, que cet état est subi par les individus qui le composent (Grafmeyer 1994). La concomitance de la différenciation curriculaire et du foisonnement des PPP au Québec serait ainsi susceptible d'entraîner une ségrégation scolaire reléguant des élèves dans des groupes où leur chance de réussite scolaire est amoindrie.

Ségrégation scolaire entre les groupes-classes

Les mécanismes de sélection menant à la ségrégation s'opèrent à différents échelons de la structure (Charmillot 2013) : inter- et intraétablissement, école et groupe-classe. À l'échelle interétablissements, certaines écoles sont caractérisées par une proportion d'élèves issus de milieux défavorisés plus importante. Lorsqu'on assigne à un établissement un secteur de la ville d'où viennent la plupart de ses élèves, ces différences sont davantage liées à des facteurs géographiques (Charmillot 2013). Dans l'établissement, les écarts s'observent en comparant la composition des groupes-classes ; ils résultent alors surtout des options offertes localement, dites "maison" –cours de langue seconde ou tierce avancés pour des groupes-classes qui évoluent parfois de façon séparée des autres élèves de l'école (van Zanten 2009). Certains auteurs parlent d'écoles dans l'école (Duru-Bellat 2003a). La ségrégation scolaire peut ainsi s'opérer à l'échelle de l'établissement, du groupe-classe ou des deux simultanément. L'influence de la ségrégation scolaire due aux effets de composition semble plus prononcée à l'échelle du groupe-classe qu'à celle de l'école (Bianco & Bressoux 2009). Il est donc pertinent de documenter ces éléments au moment où une ségrégation par groupe-classe est induite par l'essor des PPP au Québec (Conseil Supérieur de l'Éducation & Conseil National d'Évaluation du Système Scolaire 2015), d'autant que la plupart des analyses de la

ségrégation par les effets de composition portent sur les différences interétablissements et non intraétablissement.

Cet article développe une analyse montrant que l'offre de PPP engendre une ségrégation scolaire traduite par des contrastes importants de composition des groupes-classes. Il présente les résultats d'une recherche destinée à mesurer, par l'analyse multiniveaux, l'influence de ces effets de composition sur la réussite scolaire d'élèves de deuxième secondaire (quatrième en France).

Méthodologie

L'échantillon est de 968 élèves de deuxième secondaire répartis dans les quatre établissements d'une commission scolaire en 2013-2014. Chacun propose un choix de PPP et un parcours régulier. Pour suivre un PPP, l'élève doit répondre à des exigences scolaires dans la plupart des cas et certains frais liés au programme doivent être assumés par la famille. Le tableau 1 présente les options offertes et les conditions d'admission.

Tableau 1. PPP offerts dans les quatre écoles

École	PPP	Conditions d'admission		
		Examen d'entrée	Exigences	Frais annuels (\$)
A	Sport 1	Oui	Aucun échec	≥ 500
	Sport 2	Non	Français et mathématique ≥ 70 %	n. d.
B	Enrichissement	Oui	----	≥ 500
C	Arts	Oui	Aucun échec	< 500
	Sports	Oui	Aucun échec	≥ 500
	Enrichissement	Oui	Aucun échec	< 500
D	Arts 1	Oui	Moyenne globale ≥ 70% Aucun échec	< 500
	Arts 2	Non	Moyenne globale ≥ 70% Aucun échec	≥ 500
	Enrichissement 1	Non	Moyenne globale ≥ 70% Aucun échec	< 500
	Enrichissement 2	Oui	---	aucun

Les groupes formés dans ces écoles sont généralement fermés, la composition du groupe-classe reste la même, quelle que soit la matière. Dans la plupart des cas, elle est déterminée en fonction du PPP où l'élève est inscrit. Au total, les élèves sont répartis dans 38 groupes-classes, dont 17 réguliers (sans PPP) et 21 associés à

un PPP. Une des quatre écoles a un soutien financier supplémentaire –SIAA– car elle accueille une forte concentration d'élèves de milieux défavorisés.

Pour l'analyse, un choix de variables individuelles et agrégées a été effectué. L'échelon-école n'a pas été considéré étant donné le nombre insuffisant d'unités ($n=4$). Les résultats reposent donc sur une série de variables caractérisant l'élève (échelon-élève, premier niveau d'analyse) et décrivant le groupe-classe où il était scolarisé (échelon-groupe-classe, deuxième niveau). La constitution des groupes-classes a été établie pour une matière précise, les mathématiques. L'échelon-élève inclut le rendement initial en mathématiques (échelle de 0 à 100), résultat à l'examen standardisé de mathématiques à la sixième et dernière année de l'élémentaire, soit deux ans avant la deuxième secondaire. L'inclusion de la variable du rendement initial permet de tenir compte de la situation scolaire des élèves avant qu'ils ne s'engagent dans la ségrégation engendrée par les PPP dans le secondaire. Sont inclus aussi le sexe de l'élève et le fait d'avoir une cote d'élève handicapé, en difficulté d'adaptation ou d'apprentissage (EHDA). Au Québec, cette cote est attribuée aux élèves présentant des incapacités limitant son apprentissage, son autonomie ou sa socialisation (Gouvernement du Québec 2007b). Deux variables s'ajoutent : les indices, en centiles, de défavorisation matérielle et de défavorisation sociale associés au lieu de résidence de l'élève, issus des données géographiques produites par le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (MSSS) et appariés aux données scolaires à partir du code postal de résidence des élèves.

À l'échelon-groupe-classe, les variables caractérisant ces groupes sont les moyennes des centiles de défavorisation matérielle et sociale, le fait qu'il soit associé à un PPP, la moyenne du rendement initial en mathématiques et son hétérogénéité scolaire initiale. Celle-ci correspond à l'écart-type de l'ensemble des résultats obtenus par les élèves du groupe-classe à la fin de l'élémentaire en mathématiques. Ainsi, plus l'écart-type est élevé, plus ce groupe est considéré comme initialement hétérogène.

Présentation des résultats : PPP et ségrégation scolaire

Une première démarche a permis de constater que les élèves issus de milieux défavorisés sont répartis inégalement dans les groupes-classes et que, dans les deux établissements accueillant la plus grande proportion de ces élèves, ceux-ci se concentrent dans les groupes-classes réguliers (sans PPP). Les élèves ayant une cote EHDA sont en très grande majorité dans les groupes-classes réguliers des quatre établissements (Marcotte-Fournier 2015). Cela éclaire la composition des groupes-classes analysés.

Le tableau 2 présente la variance intraclasse et interclasses entre la sixième année du primaire et la deuxième année du secondaire pour les 968 élèves. La

variance interétablissements n'a pas pu être calculée en deuxième secondaire étant donné le nombre restreint d'écoles ($n=4$), celles-ci accueillant chacune beaucoup plus d'élèves que les écoles élémentaires.

Tableau 2. Comparaison des portions de variance intra-classe et inter-classes du rendement initial et en deuxième secondaire

	Variance inter-établissements	Variance inter-classes	Variance intra-classe
Rendement initial (fin élémentaire)	12,07%	22,70%	65,23%
Rendement deuxième secondaire	----	40,63%	59,37%

Pour le rendement initial, en additionnant la variance interétablissements à la variance interclasses, le total est de 34,77% de la variance expliquée par l'école ou le groupe-classe où l'élève est scolarisé. En deuxième secondaire, cette variance augmente à 40,63% indiquant que les regroupements, l'établissement ou les groupes-classes sont davantage contrastés entre eux et constitués d'élèves aux résultats plus homogènes. Des effets de composition plus élevés pour le secondaire sont donc anticipés.

Le tableau 3 rapporte les corrélations entre variables de l'échelon-élève. Une association de taille moyenne (Cohen 1992) apparaît entre cote EHDAA et rendement initial plus faible ($r = -0,336$, $p < 0,01$), mais cette cote n'est associée à aucune caractéristique socioéconomique. Une faible association ($r = 0,161$, $p < 0,01$) est aussi observée entre les composantes sociale et matérielle de l'indice de défavorisation et entre ces composantes et le rendement initial (respectivement $r = -0,122$, $p < 0,01$ et $r = -0,071$, $p < 0,05$).

Tableau 3. Matrice de corrélation des variables de l'échelon-élève

	Sexe	Rendement initial	Cote EHDAA	Centile matériel	Centile social
Sexe (garçon = 0)	1,000				
Rendement initial	0,048	1,000			
Cote EHDAA (sans = 0)	-0,094**	-0,336**	1,000		
Centile matériel	-0,007	-0,071*	0,043	1,000	
Centile social	0,009	-0,122**	-0,029	0,161**	1,000

Note * $p \leq ,05$; ** $p \leq ,01$

Le tableau 4 rapporte les corrélations entre les variables de l'échelon-groupe-classe. Certaines associations éclairent les caractéristiques des groupes-classes PPP : leurs moyennes de rendement initial sont plus élevées ($r = 0,914, p < 0,01$), ils sont plus homogènes ($r = -0,672, p < 0,01$) et ils ont, dans une moindre mesure, de plus faibles moyennes de défavorisation matérielle ($r = -0,287, p < 0,01$) et sociale ($r = -0,381, p < 0,01$). Les tableaux 3 et 4, montrent qu'il y a un regroupement des élèves les plus défavorisés sur le plan matériel et social au sein des mêmes groupes-classes. Si les composantes des centiles de défavorisation sociale et matérielle sont peu associées à l'échelon-élève ($r = 0,161, p < 0,01$), une forte association existe entre les moyennes de défavorisation sociale et matérielle des groupes-classes ($r = 0,648, p < 0,01$). Plusieurs associations entre les variables de l'échelon-groupe-classe révèlent des problèmes de colinéarité dont l'analyse multinationale doit tenir compte, notamment le risque de masquer l'effet de certains prédicteurs lors de l'introduction en bloc de ces variables.

Tableau 4. Matrice de corrélation des variables de l'échelon-groupe-classe

	Moyenne rendement initial	Hétérogénéité scolaire initiale	Moyenne centile matériel	Moyenne centile social	PPP
Moyenne rendement initial	1,000				
Hétérogénéité scolaire initiale	-0,647**	1,000			
Moyenne centile matériel	-0,258**	-0,136**	1,000		
Moyenne centile social	-0,353**	-0,009	0,648**	1,000	
PPP (sans = 0)	0,914**	-0,672**	-0,287**	-0,381**	1,000

Note * $p \leq ,05$; ** $p \leq ,01$

Les résultats indiquent que, pour les quatre écoles, l'offre de PPP engendre des contrastes importants entre les groupes-classes, ceux du régulier sont composés d'élèves plus faibles et d'origine moins favorisée sur le plan matériel et social. L'organisation de groupes-classes en fonction des PPP laisse envisager la possibilité d'y retrouver une "école dans l'école", dont l'accès est réservé aux élèves ayant réussi les épreuves d'admission, répondant aux exigences académiques en cours, manifestant un intérêt pour les options locales et dont les familles acceptent de payer les coûts supplémentaires. Ces contrastes ont-ils une influence sur le rendement des élèves ?

L'influence de la ségrégation scolaire sur le rendement des élèves

L'analyse des effets de composition des groupes-classes

L'analyse des effets de composition vise à déterminer l'influence sur un élève des variables agrégées pour le groupe auquel il appartient, en tenant compte de l'influence de ces mêmes variables au plan individuel (Wilkinson 2002). Selon Duru-Bellat (2003b), les études s'appuyant sur l'analyse des effets de composition ont surtout traité deux variables agrégées, l'habileté scolaire moyenne du groupe et son niveau socioéconomique moyen du groupe. Toutefois, Monseur & Lafontaine (2009) estiment que l'analyse doit retenir que les caractéristiques scolaires et socioéconomiques des groupes sont hautement corrélées entre elles : réunir des élèves plus performants amène aussi à regrouper ceux de niveau socioéconomique plus élevé et vice versa. De plus, la présence d'effets de composition influence aussi la distribution de ces variables individuelles : l'effet du statut socioéconomique de l'élève sur son rendement scolaire est plus prononcé dans les systèmes éducatifs caractérisés par une importante ségrégation scolaire et sociale (Felouzis 2009).

Pour analyser l'influence de la ségrégation scolaire sur le rendement scolaire, la modélisation multiniveaux a été choisie. Elle évite les biais d'agrégation en considérant les variables selon leur échelle d'analyse respective –l'élève ou le groupe-classe– et diminue le risque de conclure à tort qu'une variable liée au groupe-classe est significative (Bressoux 2007). L'utilisation de cette méthode demande des précautions, notamment sur le nombre d'unités par échelon. Ici, les effets de composition mesurés concernent uniquement le groupe-classe, échelon pour lequel il y a 38 unités ce qui correspond au nombre requis –au moins 30– selon Maas & Hox (2004) pour évaluer les effets de situation. Toutefois, bien que l'évaluation des effets fixes puisse être précise, ce nombre restreint d'unités à l'échelon-groupe-classe ($n=38$) exige une prudence interprétative au regard de la robustesse des données (Maas & Hox 2004). La discussion y reviendra.

Si les effets fixes présentent l'influence directe des variables prédictives sur la variable dépendante, les effets aléatoires analysent le comportement de la variance lorsque sont introduites les autres variables prédictives. Ils conduisent à poser différemment l'hypothèse nulle, de façon à supposer que l'introduction de la variable prédictive dans le modèle n'engendre aucun changement quant à la variance de la variable dépendante observée, soit $H_0 : \tau_{pp} = 0$, où τ_{pp} représente la variance des effets aléatoires (Bressoux 2007).

Le traitement statistique présenté ici est effectué à l'aide du logiciel SAS avec l'application PROC MIXED, adaptée aux démarches multiniveaux (Singer 1998). L'influence des variables des échelons élève et groupe-classe déjà décrite

a été testée en considérant une variable dépendante mesurant le rendement scolaire en mathématiques à la fin de l'année scolaire 2013-2014.

Présentation des résultats : les effets de composition

Le tableau 5 énonce les résultats visant à prédire le rendement scolaire en deuxième secondaire. La séquence en quatre modèles –A, B, C et D– s'inspire des recommandations de Hox (2010) pour l'analyse multiniveaux en mode exploratoire. Chacun constitue une étape au cours de laquelle des variables prédictives sont introduites en considérant les modèles précédents.

Tableau 5. Coefficients de régression des variables des échelons-élève et groupe-classe

Variables	Modèles : β_x (coefficient de régression) et Erreur Standard (E.S.)			
	A : β_x (E.S.)	B : β_x (E.S.)	C : β_x (E.S.)	D : β_x (E.S.)
Effets fixes				
Constante	56,79 (2,20)**	55,62 (1,41)**	56,18 (3,27)**	55,61 (1,23)**
Variables échelon-élève				
Sexe		2,36 (1,02)*		2,22 (1,02)*
Rendement initial		1,01 (0,05)**		0,98 (0,05)**
Cote EHDA		3,10 (1,69)		3,59 (1,69)*
Centile matériel		-0,05 (0,02)*		-0,04 (0,02)
Centile social		-0,01 (0,02)		-0,01 (0,02)
Variables échelon-groupe-classe				
Moyenne rendement initial			1,09 (0,33)**	0,31 (0,15)
Hétérogénéité scolaire initiale			-0,28 (0,65)	
Moyenne centile matériel			-0,26 (0,14)	-0,30 (0,11)**
Moyenne centile social			-0,22 (0,15)	
PPP (0 : sans PPP)			1,10 (5,63)	
Effets aléatoires				
Variance interclasses (τ_{00})	173,43 (42,12) ^a	57,77 (15,57) ^a	32,42 (9,81) ^a	40,04 (11,14) ^a
Variance interclasses expliquée		0,67	0,81	0,77
Variance intraclasse (σ^2)	253,43 (11,79) ^a	155,36 (8,13) ^a	253,47 (11,79) ^a	155,19 (8,11) ^a
Variance intraclasse expliquée		0,39	0,00	0,39
Déviance	8164,9	6159,1	8109,5	6146,3

Note : Selon test t : * $p \leq ,05$; ** $p \leq ,01$. Selon test z : ^a valeurs significatives

Le modèle B montre les effets fixes et aléatoires associés à l'introduction en bloc des variables de l'échelon-élève. Cette étape met en relief trois variables individuelles liées à la variable dépendante : le sexe, le rendement initial et le centile de défavorisation matérielle. Le fait d'être une fille est associé à une augmentation de 2,36% du rendement, à 1% supplémentaire de rendement initial, le rendement scolaire en deuxième secondaire croît de 1,01% et chaque point de plus sur l'indice de défavorisation matérielle diminue ce rendement de 0,05%. L'examen des effets aléatoires montre que 39% de la variance intraclasse et 67% de la variance interclasses sont expliqués par l'introduction des variables de l'échelon-élève. L'importante part de la variance interclasses quand les variables de l'échelon-élève (67%) sont intégrées montre que les différences entre groupes-classes sont davantage liées fait que les élèves sont regroupés selon les caractéristiques individuelles mesurées. Cela souligne les contrastes de la composition des groupes-classes selon les habiletés scolaires des élèves et leur degré de défavorisation.

Le modèle C présente l'influence des variables de l'échelon-groupe-classe. Une seule d'entre elles y prédit significativement le rendement en deuxième secondaire : la moyenne initiale du groupe-classe. Toutefois, les fortes associations déjà observées entre les variables de l'échelon-groupe-classe amènent à entrevoir la possibilité que d'autres variables à cet échelon soient associées à la variable indépendante, mais que cet effet soit masqué par leur relation avec la variable de la moyenne initiale du groupe-classe.

Le modèle D permet de déterminer la présence des effets de composition en tenant compte des variables de l'échelon-élève. À l'issue d'analyses complémentaires, la moyenne de défavorisation matérielle du groupe-classe a été intégrée, car elle est fortement associée à la moyenne de rendement initial et son introduction entraîne une baisse significative de la déviance ; ce qui équivaut à une augmentation significative de la variance prédite selon Hox (2010). Après avoir contrôlé les variables individuelles, une augmentation du degré de défavorisation matérielle du groupe-classe génère avec ce modèle une diminution du rendement scolaire des élèves dans ce groupe-classe. La contribution non significative du rendement initial moyen du groupe-classe au modèle D amène à préciser que les effets de la composition des groupes-classes sont plus tributaires du degré moyen de défavorisation matérielle que du rendement moyen initial du groupe-classe. La variable de l'échelon-élève ciblant l'influence de la cote EHDAA sur le rendement d'un élève ne se montre pas significativement associée à la variable dépendante dans le modèle B, alors qu'elle l'est dans le D. Ceci peut s'expliquer en partie par le fait que des analyses préliminaires ont révélé des contrastes importants de répartition des élèves ayant une cote EHDAA entre les groupes-classes, ils sont quasiment absents des groupes de PPP et, donc, des groupes-classes composés d'élèves ayant des rendements scolaires plus élevés et étant plus favorisés. La composition des

groupes-classes, qui n'est pas considérée dans le modèle B, peut masquer l'effet de cette variable sur la variable dépendante. Selon ce modèle, à caractéristiques individuelles semblables, un élève gagne, sur le plan du rendement mesuré, à avoir une cote EHDAA.

Considérant les effets de composition observés dans le modèle D, à caractéristiques individuelles semblables, être placé dans un groupe-classe dont la moyenne de défavorisation est supérieure de 1 centile entraîne une baisse du rendement scolaire de 0,30%. Cela peut paraître minime, mais en tenant compte de l'étendue des moyennes de défavorisation matérielle des groupes-classes variant de 28,69 à 74,52, deux élèves de mêmes caractéristiques individuelles (sexe, rendement initial, cote EHDAA, indice de défavorisation matérielle et sociale) pourraient présenter un écart de rendement de 13,75% en deuxième secondaire du seul fait d'avoir été mis dans le groupe-classe le plus défavorisé ou le plus favorisé au plan matériel. Pour les groupes-classes dont les valeurs de moyenne de défavorisation sont situées à un écart-type au-dessus (i.e. $\bar{x} = 56,07$) et un écart-type en dessous (i.e. $\bar{x} = 34,73$) de la grande moyenne de l'ensemble des groupes-classes, l'écart de rendement individuel prédit est de 6,40%.

Discussion

L'analyse des corrélations entre les variables de l'échelon-groupe-classe a montré que les groupes réguliers (sans PPP) sont composés d'élèves ayant de moins bons résultats scolaires et plus issus de milieux défavorisés sur le plan matériel et social. Dans la conjoncture de l'étude, ces caractéristiques apparaissent comme une conséquence des mécanismes de sélection opérés à partir des critères d'inscription à un PPP. Les résultats obtenus ici appuient les mises en garde formulées par le Conseil supérieur de l'éducation au regard des risques de dérive associés à l'accroissement de l'offre de PPP au Québec et, notamment, l'exclusion des élèves issus de milieux défavorisés (Gouvernement du Québec 2007a). Alors que la sélection et les contrastes sont davantage liés au rendement scolaire –observable par l'importante corrélation entre la variable PPP et la variable du degré d'habileté moyen du groupe-classe ($r = 0,914, p < 0,01$)–, le regroupement des élèves selon le rendement correspond aussi à une ségrégation socioéconomique, dont témoigne la corrélation entre la variable PPP et la moyenne de défavorisation matérielle des groupes-classes ($r = -0,287, p < 0,01$). Pourtant, le programme de formation de l'école québécoise prévoit un curriculum commun en deuxième secondaire. Cette situation rappelle celle observée en France par Felouzis (2009) qui, en dépit de visées démocratiques, montre une forte corrélation entre la séparation scolaire et sociale des élèves.

La variance interclasse du rendement en deuxième secondaire (40,63%) (tableau 2) est comparable à celles calculées par Grisay (1999) en France (40%) et par Opdenaker et Van Damme (2001) en Belgique (43%). Pour Grisay (1999), elle évoque des disparités sensibles entre les groupes-classes français alors qu'Opdenaker et Van Damme (2001) l'expliquent par une ségrégation scolaire importante au secondaire en Belgique. Dans l'étude présente, l'importante croissance entre la variance interclasse du rendement initial (34,77%) et celle du rendement en deuxième secondaire (40,63%) reflète l'essor des écarts de performance entre les groupes-classes ou les écoles lors du passage de l'élémentaire au secondaire. Elle peut être associée aux mécanismes de sélection principalement fondés sur le rendement scolaire des PPP quasi inexistants dans l'élémentaire.

L'analyse multiniveaux montre la prédominance de l'influence des variables individuelles sur le rendement scolaire déjà vue par d'autres auteurs (Scheerens & Bosker 1997, Opdenaker & Van Damme 2001, Dumay & Dupriez 2008). Rendement initial, indice de défavorisation et sexe font partie pour Scheerens et Bosker (1997) des variables individuelles pouvant constituer des prédicteurs du rendement. Ils y ajoutent l'âge et le statut ethnique.

L'attribution de la cote EHDAA, positivement associée à la variable dépendante, amène à considérer un possible effet bénéfique des mesures compensatoires mises en place. Lorsqu'une telle cote est attribuée à l'élève par le diagnostic d'un professionnel de la santé, l'école doit mettre en place des mesures d'adaptation pour compenser ses difficultés scolaires ou sociales – temps supplémentaire lors des examens ou utilisation de matériel informatique adapté (Gouvernement du Québec 2007b). L'effet de cette variable a été analysé en considérant semblables les autres variables individuelles ; il est donc envisageable qu'à un niveau scolaire initial équivalent, un élève bénéficiant de ces mesures voit sa réussite favorisée. Cela questionne le cas d'élèves ayant besoin de telles mesures, mais pour qui le diagnostic de troubles susceptibles d'attribution d'une cote EHDAA n'a pas été investigué. Après introduction des variables de l'échelon-élève, enfin, il est à noter que 61% de la variance intraclasse reste inexpliquée. Dès lors, l'influence d'autres caractéristiques individuelles mériterait d'être considérée.

Alors qu'à l'échelon-groupe-classe le rendement initial moyen et la défavorisation matérielle moyenne du groupe-classe sont des prédicteurs significatifs, seul le degré moyen de défavorisation matérielle ressort significativement dans le modèle final. Cette situation, expliquée par la forte corrélation entre ces variables indépendantes, suggère un effet net plus important de la moyenne de défavorisation matérielle sur le rendement lorsque l'effet des variables individuelles est pris en considération. Le regroupement des élèves selon leur degré d'habileté scolaire semble entraîner des contrastes socioéconomiques entre les groupes-classes et ces variations de statuts socioéconomiques moyens influencer le rendement scolaire des élèves. Cela rejoint l'effet de la ségrégation selon le statut socioéconomique,

plus important que celui de la ségrégation selon le rendement scolaire, constaté par Monseur et Crahay (2008).

Pour les modèles B et D, la part de la variation interclasses expliquée par les effets de composition est de 10%, 4,06% de la variation totale. Cette part est comparable à celles observées par Dumay et Dupriez (2009), 2,9% pour les effets de la composition socioculturelle et 1,9% pour la moyenne des habiletés scolaires, et par Opdenakker et Van Damme (2001) 6,82% pour les effets de composition. Ceux-ci sont considérés comme modestes (Dumay & Dupriez 2009), mais suffisants pour conclure qu'à caractéristiques individuelles semblables, un élève gagne à être scolarisé dans un groupe-classe dont les conditions socioéconomiques sont plus favorables. Monseur et Crahay (2008) affirment que les systèmes scolaires à forte agrégation sociale sont, selon les habiletés scolaires des élèves, ceux où les corrélations entre le statut socioéconomique de l'individu et son rendement scolaire sont les plus élevées. Ce constat suggère que les contrastes socioéconomiques observés entre les groupes-classes pénalisent doublement le rendement scolaire des élèves de milieux défavorisés, à la fois en accentuant l'effet du degré de défavorisation personnelle et en confortant les effets de composition. Alors que les impacts délétères de l'organisation scolaire sont souvent très peu considérés dans la prévention du décrochage, la présente étude montre ainsi que l'organisation "ségrégente" des groupes-classes influe sur une des variables les plus significativement associées au décrochage : le rendement scolaire.

La détection des effets de composition à partir des données disponibles questionne leurs causes dans ces milieux. Harker et Tymms (2004) regroupent en catégories les types de facteurs qui peuvent justifier ces effets de composition. Ils peuvent, d'abord, être induits directement par la composition du groupe-classe via l'effet des pairs. Les groupes-classes concentrant des élèves qui obtiennent de meilleurs résultats se caractérisent par un climat plus favorable aux apprentissages : la motivation élevée de nombreux élèves aurait tendance à y créer un effet positif sur ceux qui l'étaient moins. À l'opposé, les pairs expliqueraient des effets négatifs dans les groupes-classes rassemblant les élèves aux rendements scolaires faibles où se développe une forme d'aliénation face aux normes scolaires (Ireson & Hallam 2001). Les effets de composition seraient ensuite induits indirectement par les processus scolaires qui caractérisent les établissements et résulteraient de la façon dont les écoles se seraient adaptées à leur public (Dumay & Dupriez 2008) par des changements de la pédagogie mise en œuvre, la collégialité de l'équipe de travail et l'importance de certaines valeurs au sein des équipes-écoles, comme l'encadrement disciplinaire. Les attentes des enseignants sont par exemple plus élevées envers les individus des groupes-classes constitués d'élèves à rendements scolaires élevés, ces derniers bénéficient de meilleures possibilités dans leur cheminement scolaire (Ireson & Hallam 2001). L'accent y est mis sur les résultats (Dumay & Dupriez 2008). L'importance des effets de composition n'étant pas

la même entre établissements ayant des pratiques semblables de sélection, plusieurs facteurs propres à chacun, comme son ethos, peuvent interférer (Dumay & Dupriez 2008).

Des effets de composition observés peuvent aussi être créés par des biais méthodologiques (Harker & Tymms 2004). Cet effet fantôme peut ainsi résulter d'un manque de validité des variables de l'échelon-élève. Pour les données administratives existantes utilisées ici, la validité des mesures de l'échelon-élève –rendement initial ou centile de défavorisation matérielle et sociale– n'a pas été vérifiée. Toutefois, ces éléments proviennent d'un outil de mesure national standardisé –examen du ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport du Québec pour le rendement initial– ou du recensement canadien pour les indices de défavorisation. La crédibilité de ces sources renforce le potentiel de validité des variables retenues.

Le manque de spécificité du modèle proposé ici peut aussi engendrer une observation biaisée des effets de composition. Les différentes simulations effectuées par Harker et Tymms (2004) ont montré qu'une variable de l'échelon-groupe-classe peut être associée à la variable dépendante lorsqu'elle est introduite seule dans un modèle et ne plus l'être dans un autre où il y a d'autres variables de même échelon impliquées. L'introduction simultanée des variables de composition académique et socioéconomique à celles de l'échelon-élève pour le modèle D vise à diminuer ce risque. L'utilisation de 38 unités de groupes-classes incite aussi à la précaution quant à la robustesse des analyses, particulièrement pour l'observation des effets aléatoires. Maas et Hox (2004) estiment que 30 unités à l'échelon-groupe-classe diminuent de 15% la valeur de l'erreur standard de la variance, alors que 50 unités permettent des évaluations plus précises des erreurs standard pour les effets aléatoires. Considérant les valeurs observées pour le modèle D et malgré une possible sous-évaluation des erreurs standards à l'échelon-groupe-classe, ces observations concluent à la présence d'effets de composition liés au statut socio-économique moyen du groupe-classe.

Cette analyse doit être interprétée dans l'organisation scolaire actuelle du secondaire au Québec. Pour plusieurs régions, les offres de PPP depuis la fin des années 1990 ont accru la concurrence entre écoles selon une logique de quasi-marché scolaire (Lessard 2006) qui est favorable à l'émergence d'une ségrégation entre établissements et à l'intérieur des écoles. Cette ségrégation augmente les effets de composition et les inégalités scolaires (Dumay, Dupriez & Maroy 2010, Felouzis 2009). Pourtant, les acteurs concernés (commissions scolaires, syndicats, partis politiques) sont peu préoccupés par les effets de composition et de ségrégation. Alors que la réussite scolaire est reconnue comme le plus fort prédicteur du décrochage scolaire (Fortin et al. 2012), que l'organisation actuelle des groupes-classes influence le rendement scolaire, le fait interroge que peu d'études aient documenté les effets des environnements organisationnels sur le décrochage

(Janosz 2000, Fortin et al. 2012). Selon Maroy et van Zanten (2007), le manque de mobilisation des acteurs autour des effets de la ségrégation s'explique en partie par leur manque d'information sur l'association entre la concurrence entre écoles, la ségrégation scolaire et l'augmentation des inégalités des chances de réussite. Ils constatent aussi que des acteurs bien informés de ces effets délétères touchant surtout les élèves de milieux défavorisés sont peu enclins à y remédier et défendent le libre choix des familles. Pour certains, les mesures compensatoires suffisent à combler les inégalités de réussite de ces élèves (Maroy & van Zanten 2007, Delvaux 2005). À cet égard, Deniger (2012) dresse un bilan mitigé des effets de ces mesures au Québec. Les objectifs –amélioration de la réussite scolaire et du taux de diplomation des élèves issus de milieux défavorisés– n'auraient été que très partiellement atteints. Pour Tondreau (2016), le gouvernement joue un double jeu, proposant des politiques d'une part de compensation des difficultés scolaires de certains élèves de milieux défavorisés et, d'autre part, de concurrence entre les établissements et de sélection des élèves. Les effets de composition observés ici appuient l'idée que l'organisation des groupes-classes au secondaire fondée sur la sélection des plus performants dans certains et la relégation des moins performants dans d'autres affecte le rendement scolaire des plus faibles.

Conclusion

Les contrastes d'habiletés scolaires et socioéconomiques observés entre les groupes-classes par les effets de composition qui en découlent amènent à considérer que la situation de différenciation curriculaire au Québec entraîne de la ségrégation scolaire. Cette étude a des limites. L'influence des variables introduites lors de l'analyse multiniveaux a ainsi été postulée comme linéaire, alors que d'autres associations permettraient un meilleur ajustement du modèle. D'autres variables mériteraient aussi d'être analysées, l'appartenance ethnique, l'âge des élèves ou l'hétérogénéité socioéconomique du groupe-classe. Les choix effectués visent ici à réduire la complexité du modèle pour éviter les difficultés d'interprétation (Hox 2010). Cette recherche permet de réaffirmer l'importance de l'étude des effets de composition à l'échelon-groupe-classe liés à l'accroissement de l'offre de PPP. En soi susceptible d'avoir des retombées positives sur l'engagement et le sens donné aux apprentissages par les élèves, la diversification de l'offre de PPP est moins remise en question par ces résultats que la ségrégation scolaire qui les accompagne lorsque le rendement antérieur en contrôle l'accès et que leurs effets sont délétères sur la réussite des plus fragiles.

Références bibliographiques

- BIANCO M. & BRESSOUX P. 2009 Effet-classe et effet-maître dans l'enseignement primaire : vers un enseignement efficace de la compréhension ?, in Dumay X. & Dupriez V. dir. *L'efficacité dans l'enseignement : promesses et zones d'ombre*, Bruxelles, De Boeck, 35-54
- BRESSOUX P. 2007 "L'apport des modèles multiniveaux à la recherche en éducation", *Éducation et didactique-1(2)*, 73-88
- CHARMILLOT S. 2013 *Ségrégation et inégalités scolaires : le cas de l'enseignement secondaire à Genève*, Thèse de doctorat en sciences de l'éducation, Université de Genève
- COHEN J. 1992 "A power primer", *Psychological Bulletin-112(1)*, 155-159
- CONSEIL SUPÉRIEUR DE L'ÉDUCATION ET CONSEIL NATIONAL D'ÉVALUATION DU SYSTÈME SCOLAIRE 2015 *Conférence de comparaisons internationales : la mixité sociale à l'école*, Gouvernement du Québec, Québec
- DELVAUX B. 2005 Ségrégation scolaire dans un contexte de libre choix et de ségrégation résidentielle, in Demeuse M., Baye A., Straeten M.-H., Nicaise J. & Matoul A. dir. *Vers une école juste et efficace*, Bruxelles, De Boeck, 275-295
- DENIGER M. 2012 "Les politiques québécoises d'intervention en milieux scolaires défavorisés : regard historique et bilan critique", *Revue française de pédagogie-178*, 67-84
- DUMAY X., DUPRIEZ V. & Maroy C. 2010 "Ségrégation, effets de composition et inégalités de résultats", *Revue française de sociologie-51(3)*, 461-480
- DUMAY X. & DUPRIEZ V. 2008 "Does the school effect matter? Evidence from Belgian data", *British Journal of Education Studies-56(4)*, 440-477
- DUMAY X. & DUPRIEZ V. 2009 Contexte d'établissement et apprentissage des élèves, in Dumay X. & Dupriez V. dir. *L'efficacité dans l'enseignement : Promesses et zones d'ombre*, Bruxelles, De Boeck, 103-122
- DURU-BELLAT M. 2003a *Inégalités sociales à l'école et politiques éducatives*, Paris, UNESCO
- DURU-BELLAT M. 2003b "Les apprentissages des élèves dans leur contexte : les effets de la composition de l'environnement scolaire", *Carrefours de l'éducation-2(16)*, 182-206
- FELOUZIS G. 2009 Systèmes éducatifs et inégalités scolaires : une perspective internationale, *SociologieS*, en ligne <<http://sociologies.revues.org/2977>>
- FELOUZIS G. & CHARMILLOT S. 2013 "School tracking and educational inequality : A comparison of 12 education systems in Switzerland", *Comparative Education-49(2)*, 181-205
- FORTIN L., MARCOTTE D., DIALLO T., POTVIN P. & ROYER É. 2012 "A multidimensional model of school dropout from an 11-year longitudinal study in a general high school population", *European Journal of Psychology of Education-28(2)*, 563-583
- GRISAY A. 1999 Comment mesurer l'effet des systèmes scolaires sur les inégalités entre élèves ?, in Meuret D. dir. *La justice du système éducatif*, Bruxelles, De Boeck Université, 114-137
- GOUVERNEMENT DU QUÉBEC 2007a *L'organisation des services éducatifs aux élèves à risque et aux élèves handicapés ou en difficulté d'adaptation ou d'apprentissage (EHDAA)*, Québec, Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport

- GOUVERNEMENT DU QUÉBEC 2007b *Les projets pédagogiques particuliers au secondaire : Diversifier en toute équité*, Québec, Conseil Supérieur de l'Éducation
- GRAFMEYER Y. 1994 Regards sociologiques sur la ségrégation, in Brun J. & Rhein C. dir. *La ségrégation dans la ville : concepts et mesures*, Paris, L'Harmattan, 85-118
- HARKER R. & TYMMS P. 2004 "The effects of student composition on school outcomes", *School Effectiveness and School Improvement*-15(2), 177-199
- HOX J.J. 2010 *Multilevel analysis: Techniques and applications*, New York, Routledge
- IRESON J. & HALLAM S. 2001 *Ability grouping in education*, London, Paul Chapman Publishing
- JANOSZ M. 2000 "L'abandon scolaire chez les adolescents : perspective nord-américaine", *Ville-École-Intégration*, Enjeux-122, 105-127
- LESSARD C. 2006 "La "gouvernance" de l'éducation au Canada : tendances et significations", *Éducation et Sociétés*-18, 181-201
- MAAS C.J.M. & HOX J.J. 2004 "Robustness issues in multilevel regression analysis", *Statistica Neerlandica*-58, 127-137
- MARCOTTE-FOURNIER A.G. 2015 *Différenciation curriculaire, ségrégation scolaire et réussite des élèves : analyse multiniveau en contexte scolaire québécois*, Mémoire de maîtrise, Université de Sherbrooke, Sherbrooke
- MAROY C. & VAN ZANTEN A. 2007 "Régulation et compétition entre établissements scolaires dans six espaces locaux en Europe", *Sociologie du travail*-49, 464-478
- MONSEUR C. & CRAHAY M. 2008 "Composition académique et sociale des établissements, efficacité et inégalités scolaires : une comparaison internationale", *Revue française de pédagogie*-164, 55-65
- MONSEUR C. & LAFONTAINE D. 2009 L'organisation des systèmes éducatifs : quel impact sur l'efficacité et l'équité ?, in Dumay X. & Dupriez V. dir. *L'efficacité dans l'enseignement : promesses et zone d'ombre*, Bruxelles, De Boeck, 141-163
- OPDENAKKER M.-C. & VAN DAMME J. 2001 "Relationship between school composition and characteristics of school process and their effect on mathematics achievement", *British Educational Research Journal*-27(4), 407-432
- SCHEERENS J. & Bosker R.J. 1997 *The foundations of educational effectiveness*, Oxford, Elsevier Science
- SCHOFIELD J.W. 2010 "International evidence on ability grouping with curriculum differentiation and the achievement gap in secondary schools", *Teachers College Record*-112(5), 1492-1528
- SINGER J.D. 1998 "Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical model, and individual growth models", *Journal of Educational and Behavioral Statistics*-23(4), 323-355
- TONDREAU J. 2016 *L'école en milieu défavorisé*, Québec, Presses de l'Université Laval
- VAN ZANTEN A. 2009 "Le choix des autres : jugement, stratégies et ségrégations scolaires", *Actes de la recherche en sciences sociales*-5(180), 24-34
- WILKINSON I.A.G. 2002 "Introduction: Peer influences on learning: Where are they ?", *International Journal of Educational Research*-37(5), 395-401