

SÉGRÉGATION ENTRE ÉCOLES, EFFETS DE LA COMPOSITION SCOLAIRE ET INÉGALITÉS DE RÉSULTATS

Xavier Dumay *et al.*

Ophrys | *Revue française de sociologie*

2010/3 - Vol. 51
pages 461 à 480

ISSN 0035-2969

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-francaise-de-sociologie-2010-3-page-461.htm>

Pour citer cet article :

Dumay Xavier *et al.*, « Ségrégation entre écoles, effets de la composition scolaire et inégalités de résultats », *Revue française de sociologie*, 2010/3 Vol. 51, p. 461-480.

Distribution électronique Cairn.info pour Ophrys.

© Ophrys. Tous droits réservés pour tous pays.

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.

Xavier DUMAY
Vincent DUPRIEZ
Christian MAROY

Ségrégation entre écoles, effets de la composition scolaire et inégalités de résultats

RÉSUMÉ

La ségrégation entre écoles se caractérise par des différences dans la composition des établissements qui peuvent être analysées à partir d'une diversité de points de vue. Dans ce texte, les auteurs s'intéressent en particulier à l'effet de composition, c'est-à-dire à l'influence sur chacun des élèves des caractéristiques globales de l'ensemble des élèves de leur établissement. Après avoir rappelé les conditions méthodologiques d'une évaluation valide d'un tel effet, une recherche empirique originale (menée en Belgique francophone) relative à l'effet de la composition académique et socioculturelle des écoles est présentée. Dans la discussion qui suit, des pistes sont proposées, dans le but de raisonner sur les conditions institutionnelles favorables à l'émergence d'un effet de composition. Cette analyse vise notamment à rendre compte de la présence avérée d'effets de composition dans les systèmes éducatifs caractérisés par la présence d'un quasi-marché scolaire, combinant le libre choix de l'école par les familles et une autonomie importante des établissements.

Toutes les écoles ne sont pas identiques. Et elles se différencient notamment en fonction du type d'élèves qui les fréquentent. Cette observation relativement banale a été au croisement de multiples interrogations et recherches dans le champ de l'éducation. La nature des interrogations portées sur cette question a par ailleurs largement évolué et s'appuie sur une diversité de critères d'évaluation et de cadres normatifs sous-jacents.

Rappelons effectivement que, dans la période qui précède la Seconde Guerre mondiale, la ségrégation scolaire représentait, dans les pays européens (1) en tout cas, une évidence non contestée. À cette époque, la grande majorité des systèmes scolaires sont construits sur une logique d'ordres scolaires distincts et clairement cloisonnés. L'ordre primaire est destiné aux enfants du peuple, tandis que l'ordre secondaire (et ses écoles préparatoires) accueille les enfants de la bourgeoisie. Ce n'est que lentement, au cours du XX^e siècle, qu'un tel cloisonnement est dénoncé et que se met progressivement

(1) Il est vrai qu'aux États-Unis la question s'est posée un peu différemment et que la ségrégation raciale en particulier est un vieil objet de dénonciation, de conflit social et parfois de recherche.

en place un tronc commun d'enseignement appelé à accueillir, au sein des mêmes classes et des mêmes établissements, les élèves issus de tous les milieux sociaux. Ce tronc commun d'enseignement, qui se caractérise au minimum par une école primaire ouverte à tous les élèves, devient dès lors potentiellement un lieu où vont se rencontrer les différents groupes sociaux au sein d'écoles et de classes hétérogènes. C'est en tout cas le principe qui anime cette première étape de la scolarité. Mais, en fin de compte, la plupart des systèmes éducatifs ne disposaient pas, jusqu'il y a quelques années, d'indications précises sur le caractère réellement hétérogène des écoles, et il est très probable que la présence d'un enseignement privé (en Angleterre, par exemple), la coexistence de différents réseaux d'enseignement (en Belgique et aux Pays-Bas), la ségrégation résidentielle (dans les milieux urbains en particulier) et les contournements des cartes scolaires là où elles existent (en France, par exemple) ont plus ou moins solidement contrecarré le projet d'une école publique socialement hétérogène dans ses établissements.

Quoi qu'il en soit, la ségrégation scolaire fait aujourd'hui l'objet de dénonciations diverses. D'un point de vue normatif, ces dénonciations s'appuient parfois sur des arguments liés à la socialisation politique des individus. Avec Walzer (1983), l'accent porte alors en particulier sur l'apprentissage à l'école d'une cohabitation avec autrui, à la fois comme expression et comme préparation à une société pluraliste. Dans une perspective plus proche des travaux de Durkheim, l'accent est parfois mis sur le caractère universel des savoirs et des normes scolaires, justifiant un brassage entre des individus qui devront se détacher de leurs particularités et communautés d'origine. Mais, depuis le rapport Coleman (1966), la ségrégation scolaire est en particulier dénoncée car elle n'est pas conforme à une politique d'égalité des chances entre élèves. Ce rapport relevait en effet que les caractéristiques des autres élèves d'une école (les pairs) exercent une influence sur les apprentissages des élèves plus importante que d'autres variables caractérisant les établissements (leurs ressources en particulier). Ce que suggère dès lors ce rapport, et surtout ce qui en a été retenu par la recherche internationale en éducation, c'est fondamentalement une dénonciation de la ségrégation au nom de ses effets.

À vrai dire, il n'existe pas aujourd'hui dans la littérature scientifique de consensus complet relatif à ce que nous appellerons dans la suite de cet article l'effet de composition, c'est-à-dire l'influence directe et indirecte exercée sur un élève par les autres élèves de son école. Et nous mettrons en évidence que cette absence de consensus renvoie partiellement à un débat méthodologique, relatif aux conditions d'une évaluation valide d'un tel effet. Par ailleurs, nous manquons encore aujourd'hui d'un nombre suffisant d'études rigoureuses de l'effet de composition menées dans des environnements institutionnels contrastés, et à des moments différents du parcours scolaire. À ce titre, un premier objectif de cet article est de rendre compte d'une telle recherche empirique effectuée dans l'enseignement primaire en Belgique francophone. Mais, au-delà de la discussion méthodologique et de la nécessité d'études empiriques, nous manquons tout autant d'un cadre théorique ou au minimum d'un schème interprétatif qui soit source d'intelligibilité et permette de mieux

comprendre les conditions d'émergence d'un effet de composition. C'est un second objectif de cet article que de proposer, dans la discussion de l'étude empirique, au moment de confronter nos propres résultats à ceux d'autres études, un tel schème interprétatif, centré sur le rôle des environnements institutionnels.

Cet article débute par une revue de la littérature scientifique relative à l'effet de composition. Il se poursuit avec la présentation d'une recherche empirique menée en Belgique dans l'enseignement primaire. Il se termine avec une discussion dont l'objectif est d'ébaucher un modèle d'analyse qui rende compte des processus associés à l'effet de composition au regard des caractéristiques de l'environnement institutionnel des établissements.

L'effet de composition

Avant d'entamer la revue de la littérature proprement dite, nous faisons le point sur l'état des discussions méthodologiques relatives à l'appréhension des effets de composition. Depuis quelques années en effet, plusieurs chercheurs, dont Gorard (2006), Harker et Tymms (2004), Thrupp, Lauder et Robinson (2002), ont attiré l'attention des chercheurs et politiques sur les problèmes méthodologiques et statistiques liés à l'estimation de l'effet de composition, comme la sous-spécification des modèles, la faible fiabilité des prédicteurs mesurant les caractéristiques de background des élèves ou encore la faible qualité des indicateurs de la composition des écoles. Vu l'importance de cette discussion méthodologique, nous ouvrons cette section en synthétisant la nature de ce débat ; nous poursuivrons en présentant les résultats de recherches récentes sur l'effet de composition et l'évaluation de son ampleur.

L'effet de composition : le débat méthodologique

Deux problèmes méthodologiques ont principalement été discutés (Harker et Tymms, 2004). Ces deux problèmes renvoient à un même cœur d'interrogation, que l'on pourrait exprimer de la manière suivante. L'analyse de l'effet de composition a pour objectif de saisir dans quelle mesure deux élèves semblables au début d'une période de formation vont évoluer différemment en fonction des caractéristiques des autres élèves de leur école. D'un point de vue méthodologique, un tel effet est le plus souvent appréhendé en mesurant l'influence sur chaque élève des caractéristiques moyennes des élèves de son école, après avoir statistiquement contrôlé le poids des caractéristiques individuelles de chacun des élèves (compétences scolaires initiales, sexe, capital culturel, etc.). Dans la mesure où il existe, dans la plupart des systèmes éducatifs, une importante covariance entre les caractéristiques individuelles des élèves et les caractéristiques moyennes du public scolarisé dans leur école, un important défi de telles études est dès lors de s'assurer que l'effet de

composition estimé ne reflète pas l'effet de caractéristiques individuelles qui auraient été soit oubliées dans le modèle d'analyse, soit mal mesurées. Le premier problème est donc lié à la définition du modèle d'analyse mobilisé pour estimer l'ampleur de l'effet de composition ; le second renvoie à la fiabilité des prédicteurs individuels, et en particulier à celle de la mesure des acquis antérieurs des élèves.

Pour caractériser de telles limites dans l'analyse, nous ferons référence à la spécification du modèle d'analyse. Un modèle est dit sous-spécifié lorsque les prédicteurs entrés dans l'analyse ne parviennent pas à expliquer suffisamment (par rapport à ce qui est communément établi dans la littérature scientifique) la variabilité du phénomène étudié. Le problème de mauvaise spécification du modèle d'analyse porte ici en particulier sur la spécification du modèle individuel de prédiction, avec le risque d'attribuer à des caractéristiques des établissements l'origine de différences entre écoles qui, à vrai dire, s'expliquent par des différences individuelles des élèves scolarisés.

Pour illustrer cette question, Harker et Tymms (2004) ont utilisé les données d'évaluation externe du ministère néo-zélandais de l'éducation en mathématiques, anglais et sciences. Ils ont estimé l'effet de composition à partir de trois modèles différents. Chacun des trois modèles est constitué par un seul prédicteur individuel (soit le statut socioéconomique des familles, soit les connaissances antérieures des élèves, soit leur appartenance ethnique) et le même prédicteur agrégé au niveau école. Ils ont ainsi mis au jour que l'effet de composition semble plus fort et significatif dans les trois matières lorsque la composition est mesurée sur la base du capital socioéconomique moyen de l'école, alors qu'il apparaît marginal appréhendé à partir des caractéristiques ethniques, et même non significatif avec un indicateur de performance moyenne. Deux interprétations de ce résultat sont plausibles. La première suggère que la composition d'ordre socioéconomique importe davantage que l'état moyen des connaissances antérieures des élèves, ou leurs caractéristiques ethniques moyennes. La seconde interprétation pointe au contraire que les différences entre les trois modèles s'expliquent par la spécification différente du modèle individuel de prédiction. En effet, puisque la performance antérieure des élèves explique davantage les différences de performances entre écoles que ne l'explique leur capital socioéconomique, on peut faire l'hypothèse que l'effet de composition est surestimé lorsqu'il est appréhendé à partir du capital socioéconomique moyen de l'école. Pour confronter ces deux interprétations, les auteurs ont testé à nouveau l'ampleur de l'effet du capital socioéconomique moyen de l'école, mais en introduisant cette fois simultanément au niveau individuel les trois prédicteurs. Et ils ont montré que, lorsque les connaissances antérieures des élèves et leur statut ethnique étaient aussi pris en compte, l'effet de la composition socioéconomique disparaissait. Ce dernier résultat donne donc priorité à la seconde interprétation et confirme que la validité de l'effet de composition dépend de la spécification du modèle, car la différence initiale entre les modèles de composition socioéconomique et académique peut s'expliquer par la plus grande part de variance entre établissements expliquée par les connaissances antérieures au niveau individuel.

Mais il révèle aussi l'importance de comparer l'ampleur des différents effets de composition en mobilisant un modèle identique de prédiction au niveau individuel. Dans une seconde salve d'analyses, les mêmes chercheurs ont attiré l'attention sur la relation positive qui se tisse entre la faible fiabilité des prédicteurs individuels et l'ampleur de l'effet de composition. En simulant la variation de la fiabilité des scores de connaissances antérieures, ils ont mis en évidence que moins les scores de connaissances antérieures sont fiables, plus l'effet de composition explique les différences de performances entre écoles.

En prenant un point de vue quelque peu différent, Nash (2003) a aussi mis en avant l'importance de la spécification des modèles d'analyse, en pointant qu'il est possible que l'effet de composition soit un artefact causé par l'absence de prise en compte de certaines variables individuelles, comme la motivation ou les ressources culturelles des élèves, par exemple, variables qui ne corréleront que partiellement avec le capital économique des élèves, mais sont associées de manière significative à leurs performances scolaires. Ainsi, l'effet de composition peut être dû à un contrôle inadéquat pour de telles caractéristiques initiales et refléter l'effet d'un processus de sélection des élèves par les établissements. En travaillant à partir de la base de données PISA 2000, Nash a ainsi montré que la proportion d'élèves au capital économique faible qui possèdent entre 0 et 50 livres à la maison est presque deux fois plus importante dans les écoles au capital socioéconomique faible que dans les écoles scolarisant un public plus favorisé. Ces dernières, quand elles accueillent un public précaire d'un point de vue socioéconomique, ont tendance à attirer des élèves mieux dotés en termes de ressources culturelles, ce qui explique probablement en partie les performances scolaires de ces élèves.

En somme, il apparaît que les biais méthodologiques peuvent avoir d'importantes implications dans l'estimation de l'ampleur de l'effet de composition. Thrupp, Lauder et Robinson (2002) ont établi des recommandations méthodologiques devant idéalement guider l'étude de l'effet de composition sur les performances des élèves. Premièrement, l'échantillon doit inclure des écoles situées aux deux extrêmes du spectre socioéconomique et socioculturel. Deuxièmement, le modèle d'estimation doit incorporer un ensemble complet de prédicteurs individuels (et au minimum l'état des connaissances antérieures des élèves). Cette recommandation renvoie au problème de spécification du modèle de prédiction individuelle discuté par Harker et Tymms (2004). Troisièmement, de multiples mesures de la composition devraient être construites (incluant tant des indicateurs de moyenne que des indicateurs de proportion). Quatrièmement, le modèle d'analyse devrait également favoriser l'analyse des variables qui, potentiellement, covarient avec la composition, comme la qualité de l'enseignement ou le climat de travail dans les écoles. Cela est une manière de distinguer une influence directe de la composition (liée à des relations entre élèves) et une influence indirecte (liée à ce que propose l'école, et qui est affectée par la composition de celle-ci). Et enfin, autant que possible, le dispositif de recherche devrait être longitudinal.

Sous les traits d'un débat essentiellement méthodologique, se posent ici des questions fondamentales d'interprétation. La tendance qui prévaut, nous l'avons vu, est de contrôler et neutraliser autant que possible l'effet des caractéristiques individuelles des élèves avant d'estimer l'ampleur des effets de nature collective. On pourrait pourtant faire l'hypothèse que des caractéristiques comme le niveau de performances initiales des élèves recouvrent elles-mêmes une « facette collective », fruit de la fréquentation préalable d'environnements éducatifs aux caractéristiques plus ou moins favorables à l'apprentissage. Si une telle hypothèse est correcte, on aurait alors tendance, en introduisant de nombreux paramètres individuels, à sous-estimer l'ampleur réelle des effets de composition, puisque les caractéristiques individuelles sont considérées uniquement sous cet aspect. Au minimum, il faut donc préciser que l'effet de composition est évalué sur une période précise, comprise entre les deux mesures de performances.

L'ampleur de l'effet de composition

Même si les études sur l'effet de composition sont nombreuses, aucun consensus clair ne semble se dessiner quant à son ampleur. Ce manque de consistance dans les résultats tient probablement en partie au manque de consistance caractérisant les cadres méthodologiques et les dispositifs de recherche utilisés dans les nombreuses études qui ont visé à estimer l'effet de composition.

Sans prétendre être exhaustif, nous passons en revue quelques études récentes qui ont utilisé un dispositif de recherche pertinent pour estimer l'effet de composition, c'est-à-dire des études qui ont *a minima* utilisé deux mesures d'acquis scolaires, un échantillonnage approprié et des modèles d'analyse multiniveaux. Nous intégrons tant que possible dans cette succincte revue de la littérature des recherches qui ont porté sur différentes mesures de la composition des écoles : académique, socioculturelle et socioéconomique, mais aussi ethnique.

En Nouvelle-Zélande, Lauder et ses collègues (1999) ont constaté que les différences entre écoles secondaires expliquent 16 % de la variation totale des résultats des élèves aux examens nationaux en mathématiques et anglais, et que des variables qui caractérisent l'école (dont plusieurs mesures de la composition) expliquent 40 % de cette variance, au-delà de la variance expliquée par les variables d'ordre individuel. Cette étude tend donc à montrer que l'ampleur des effets de composition est modeste, puisque l'ensemble des prédicteurs au niveau école explique un peu plus de 6 % de la variance totale. Et que les effets de composition ne représentent qu'une part de cette explication.

Duru-Bellat *et al.* (2004) ont analysé et évalué l'influence de la composition sociale et académique sur les progrès des élèves et leurs attitudes en France. Leurs analyses ont montré que l'impact de la composition sur le

progrès des élèves au cours d'une année est également modeste dans le système éducatif français. Seule la tonalité sociale des classes en CE1 semble avoir un effet à la limite de la signification statistique ($p < .1$) sur la progression des élèves. Ils ont cependant mis au jour que la composition peut influencer de manière significative les aspirations des élèves, certaines de leurs attitudes, et les attentes et exigences des enseignants.

Van der Slik, Driessen et De Bot (2006) ont intégré dans leurs analyses menées aux Pays-Bas des caractéristiques de composition ethnique et socio-économique. Ils ont testé dans quelle mesure les performances des élèves en langue et leur développement entre la quatrième et la sixième année primaire sont affectés par la composition ethnique et socioéconomique. En moyenne, les élèves scolarisés dans des classes concentrant beaucoup d'élèves issus de minorités ethniques obtiennent de moins bons résultats que les élèves scolarisés dans des classes qui en concentrent peu. Cependant, lorsque les chercheurs introduisent dans l'analyse comme prédicteurs le niveau moyen de diplôme des mères et de revenus des pères d'élèves, l'effet initialement significatif et négatif de la concentration des minorités ethniques devient non significatif en quatrième année et sensiblement réduit en sixième année. Il semble donc que le développement des compétences langagières en classe soit davantage lié à la composition socioculturelle et économique qu'à la composition d'ordre ethnique.

En Belgique flamande, plusieurs études menées par Opendakker et Van Damme (2001, 2006, 2007) ont aussi permis d'identifier un effet significatif de la composition dans l'enseignement secondaire. Leurs analyses (2001) révèlent que la composition (entendue simultanément comme un effet de la composition académique, sociale, de sexe et de « langue ») et les variables caractérisant le travail éducatif dans les écoles ont des effets significatifs sur les performances des élèves, indépendamment de leurs compétences initiales. Les effets combinés de la composition d'école et des variables de processus expliquent respectivement 43 % de la variance interécoles, ce qui équivaut à 5 % de la variance totale des apprentissages. Ils ont également montré que le fait d'ajouter la composition d'école dans un modèle de prédiction qui ne contenait que les variables de processus (caractérisant le travail éducatif dans les écoles) a pour résultat de diminuer l'effet des variables de processus, ce qui illustre la covariance entre ces deux types de variables.

Tous les travaux répertoriés jusqu'ici ont analysé l'effet de composition en utilisant deux mesures de performances d'élèves. Nous évoquons maintenant deux études qui ont estimé l'ampleur de l'effet de composition sur des courbes de performances. Ces études suivent donc la progression d'élèves sur une période de scolarisation donnée, et comparent cette progression selon l'établissement dans lequel elle se déroule et la tonalité sociale ou académique des établissements.

Avec une base de données longitudinale provenant du *National educational longitudinal survey* de 1988, Rumberger et Palardy (2005) ont analysé des courbes d'apprentissage en science, lecture et mathématiques, entre la

huitième et la douzième année d'enseignement. Leur échantillon de 14 217 élèves et 913 écoles était constitué de manière à être représentatif des écoles secondaires américaines. Leurs analyses des scores composites (scores de synthèse des trois types d'apprentissage) suggèrent que 25 % de la variance liée aux courbes d'apprentissage sont associés à des différences entre écoles, et qu'un certain nombre de caractéristiques individuelles prédit tant le niveau initial des élèves que leur progression durant ces quatre années de l'enseignement secondaire. Ces auteurs montrent notamment que les caractéristiques des élèves expliquent, en moyenne (excepté en sciences), moins d'un tiers de la variation des courbes d'apprentissage entre les écoles. Leurs analyses mettent également en évidence que la composition socioéconomique des écoles a autant d'impact sur la progression des élèves que leur statut socioéconomique individuel, après avoir pris en compte d'autres facteurs de background, comme le background académique et social, et l'appartenance à une minorité ethnique. L'ampleur des effets individuel et agrégé du statut socioéconomique est néanmoins très modeste, respectivement de .12 et .11 pour le statut socioéconomique individuel et agrégé. La taille d'effet de .11 qui décrit l'effet de la composition signifie qu'un déplacement d'un écart type sur l'échelle de composition socioéconomique correspond à un changement de .11 écart type dans la progression des élèves au cours des quatre années.

Lauder *et al.* (2007) ont eux aussi testé l'impact de la composition des écoles sur la progression des élèves, mais durant l'enseignement primaire dans le comté du Hampshire en Angleterre. Une autre caractéristique intéressante de leur étude réside dans la multiplicité des indices de composition qu'ils ont constitués : composition sociale, ethnique, de sexe, de connaissances antérieures et d'âge moyens. Les auteurs ont collecté des données de progression sur quatre années, en lecture et mathématiques. Ils ont utilisé les modèles de courbes de croissance et montré que la composition des écoles permet d'expliquer une part significative de la variance de niveau initial et de progression des élèves dans les deux matières. Respectivement 24 et 27 % de la progression des élèves en lecture et en mathématiques sont en effet apparus associés aux effets de composition.

Une étude empirique dans l'enseignement primaire en Belgique

En somme, si la majorité de ces travaux constatent l'existence d'un effet de composition, nous devons bien acter qu'ils n'aboutissent pas tous à cette conclusion (voir par exemple Duru-Bellat *et al.*, 2004) et que l'ampleur de l'effet varie parfois de façon importante. De manière à mieux cerner cet effet de composition et son ampleur, nous présentons à présent une étude empirique menée récemment en Belgique francophone, étude qui a respecté les principaux critères méthodologiques proposés par Thrupp, Lauder et Robinson (2002).

Méthode

Échantillon

L'échantillon de l'étude est constitué de 2 528 élèves répartis au sein de 52 écoles du réseau libre catholique de la Communauté française de Belgique. Les écoles libres sont des écoles subventionnées par l'État, mais dépendent d'une autorité privée à caractère confessionnel. Ces écoles représentent approximativement 40 % des écoles organisant l'enseignement maternel et primaire en Communauté française. Tous les élèves de sixième primaire – dernière année de l'enseignement primaire dans ce système éducatif – de chacune de ces écoles prenaient part à l'étude. L'échantillon d'écoles a été établi de manière à être représentatif de la diversité des situations socioéconomiques caractérisant les publics des écoles primaires de l'enseignement libre catholique.

Variables

Les élèves de sixième année ont passé deux tests en langue française (un durant la troisième semaine de l'année scolaire et l'autre à la fin de l'année) et répondu à un questionnaire concernant leur background scolaire et social, et leur bien-être à l'école. De manière à s'assurer de la qualité des informations relatives au statut socioculturel des familles d'élèves, les parents étaient aussi sollicités pour répondre à un questionnaire, complété par 85 % d'entre eux.

Comme nous l'avons expliqué dans la section relative aux débats méthodologiques autour des effets de composition, la construction et la sélection des variables est évidemment un point important dans l'estimation de tels effets. En ce sens, la première mesure d'acquis scolaire a été construite spécifiquement de manière à prédire le niveau de performances en fin d'année. Ensuite, nous avons construit un indicateur de ressources culturelles à la maison (le nombre de livres) et un indicateur pour chaque parent d'élèves de son niveau de diplôme le plus élevé, en suivant les indications fournies par la méta-analyse de Sirin (2005) relative aux relations entre le capital socioéconomique ou culturel et la performance des élèves. Enfin, pour prendre en considération les arguments de Nash (2003), des indicateurs d'autoreprésentation dont on sait qu'ils ont une relation avec le niveau d'apprentissage des élèves (Marsh *et al.*, 2005 ; Uguroglu et Walberg, 1979) ont été construits au niveau élèves, à savoir un indicateur d'image de soi dans l'apprentissage de la langue française et un indicateur de motivation à l'accomplissement. Finalement, nous avons construit des indices de la composition d'école qui représentent les différentes facettes de cette problématique investiguées dans la littérature : composition académique, socioculturelle, de « langue » et de sexe. La description de ces variables est plus explicite dans l'encart ci-après.

ENCADRÉ I. – Variables de l'étude

Variables de niveau 1 (élèves)

Performances en langue française (pré- et post-tests) : scores de Rasch standardisés construits spécifiquement pour chaque test. Fiabilité de .94 et .95.

Indicateurs de capital culturel :

- diplôme le plus élevé obtenu par le père (0 = pas de diplôme de l'enseignement supérieur ; 1 = diplôme de l'enseignement supérieur) ;
- diplôme le plus élevé obtenu par la mère (0 = pas de diplôme de l'enseignement supérieur ; 1 = diplôme de l'enseignement supérieur) ;
- nombre de livres disponibles à la maison (1 = [0-10] ; 2 = [11-25] ; 3 = [26-100] ; 4 = [101-200] ; 5 = [201-500]).

Caractéristiques de langue : 0 = ne parle pas toujours le français à la maison ; 1 = parle toujours le français à la maison.

Image de soi en langue française : score factoriel de moyenne 0 et d'écart type 1.

Motivation à l'accomplissement : score factoriel de moyenne 0 et d'écart type 1.

Sexe : 0 = garçon ; 1 = fille.

Variables de niveau 2 (établissements)

Composition académique : niveau moyen (par établissement) de performance au pré-test en langue française. Score standardisé.

Composition culturelle : score factoriel synthétisant la proportion (par établissement) d'élèves dont le père a fait des études supérieures, la proportion (par établissement) d'élèves dont la mère a fait des études supérieures, et le nombre moyen (par établissement) de livres à la maison.

Composition de langue : la proportion (par établissement) d'élèves qui parlent toujours le français à la maison.

Composition de sexe : la proportion de filles par établissement.

Analyses

Pour respecter la structure emboîtée des données, une analyse multi-niveaux a été conduite (HLM 6.2 ; voir Raudenbush, Bryk et Congdon, 2004). Premièrement, un modèle vide a été calculé pour mettre au jour l'état des différences brutes entre écoles au niveau des performances en langue. Ensuite, seules les variables individuelles ont été introduites comme prédicteurs. Finalement, les variables de composition ont été ajoutées au niveau 2 pour estimer l'ampleur de l'effet de composition. Étant donné que les différentes caractéristiques de composition sont fortement intercorrélées (excepté pour la composition de sexe), et de manière à éviter tout problème de colinéarité,

chaque caractéristique de composition est introduite séparément dans le modèle d'analyse.

Résultats

Modèle vide

L'analyse du modèle vide fait apparaître que 26 % de la variance totale des scores de performances représentent des différences de performances entre écoles. Cette proportion est plus importante que la part de variance interécoles rapportée dans la méta-analyse de Bosker et Witziers (1996), mais comparable aux résultats mis au jour par Opdenakker et Van Damme (2001) sur un échantillon d'écoles secondaires en Belgique néerlandophone. Ces auteurs ont en effet trouvé que 43 % de la variation totale des scores de performances en mathématiques sont associés à de la variance interclasses et interécoles, et que ces variances se distribuent de manière équivalente.

L'effet des variables individuelles

Nous avons ensuite introduit les variables individuelles dans le modèle de prédiction. Les résultats de cette analyse se trouvent dans le Tableau I. Premièrement, il apparaît que les variables individuelles considérées dans leur ensemble expliquent 58,6 % de la variance totale des scores de performances en langue. La variance inexpliquée est respectivement de 44,8 % au niveau individuel et de 28,2 % à l'échelle des écoles. Ceci signifie que plus de 70 % des différences de performances entre écoles sont liés aux caractéristiques individuelles et initiales du public scolarisé dans chaque établissement. Si l'on analyse maintenant l'effet spécifique de chacun des prédicteurs, le niveau de performance antérieure (en début d'année scolaire) est sans surprise le meilleur prédicteur de la performance en fin d'année. Toutes choses égales par ailleurs, un déplacement d'un écart type sur l'échelle de performance de début d'année est associé à un déplacement de 0.6 écart type sur l'échelle de performance en fin d'année scolaire. Les trois variables (diplôme le plus élevé du père et de la mère, nombre de livres à la maison) qui caractérisent le capital culturel des élèves semblent elles aussi liées de manière significative aux performances des élèves en langue. Ce dernier résultat montre que les ressources socioculturelles jouent un rôle dans l'apprentissage au-delà des connaissances et performances antérieures des élèves. Le prédicteur le plus significatif est le diplôme des mères. Avoir une mère qui a mené des études supérieures déplace la performance des élèves de 0.23 écart type sur l'échelle de performance en langue, par comparaison avec les élèves dont la mère a obtenu un diplôme de l'enseignement primaire ou secondaire. Enfin, une relation positive et significative a été mise au jour entre l'image de soi en langue et la performance des élèves, ce qui n'est pas le cas pour la motivation à l'accomplissement. Il semble aussi que, dans une analyse multivariée, ni le

sexe, ni la langue parlée à la maison n'aient un effet sur les performances des élèves en langue.

TABLEAU I. – *L'effet des variables individuelles*

	Modèle avec les prédicteurs individuels	
	Paramètres	ES
Paramètres fixes		
<i>Intercept</i>	- 0,163***	0,051
<i>Variabes élève</i>		
Sexe	0,052	0,031
Performance antérieure	0,587***	0,041
Nombre de livres à la maison	0,052***	0,013
Niveau de diplôme du père	0,082**	0,028
Niveau de diplôme de la mère	0,235***	0,038
Langue parlée à la maison	0,032	0,036
Image de soi en langue	0,099***	0,021
Motivation à l'accomplissement	0,016	0,015
Paramètres aléatoires		
<i>Variance résiduelle</i>		
Niveau élève	44,8 %	
Niveau école	28,2 %	
Variance totale expliquée	58,6 %	

Note : * < .05 ; ** < .01 ; *** < .001

L'ampleur de l'effet de composition

Nous en venons maintenant au cœur de l'analyse. Outre les prédicteurs individuels, chacune des caractéristiques de la composition d'école est intégrée dans le modèle de manière successive. Les coefficients de régression estimés représentent les effets de composition. Les analyses montrent que toutes les caractéristiques de composition ont un lien significatif avec les performances des élèves en langue, mis à part la composition de sexe. La composition académique est associée avec 7,3 % de la variance entre écoles et 1,9 % de la variance totale des scores (voir Tableau II). Autrement dit, le niveau moyen de performance antérieure des élèves de sixième année primaire contribue à expliquer une part supplémentaire des différences entre écoles, au-delà des différences de performance liées aux caractéristiques individuelles des élèves. Son effet peut être qualifié de faible : un déplacement d'un écart type sur l'échelle de composition académique produit un changement de seulement 0.15 écart type sur l'échelle de performance en langue (voir Tableau III). La prise en compte des caractéristiques individuelles des élèves et de la composition

académique réduit à un peu plus de 20 % la part des différences de performance entre établissements qui n'est pas expliquée par le modèle.

La composition socioculturelle explique quant à elle 11,2 % de la variance interécoles et 2,9 % de la variance totale des scores. Son effet est également faible, car un déplacement d'un écart type sur cette variable correspond à un changement de 0.18 écart type au niveau de la performance en langue des élèves. La considération simultanée des caractéristiques individuelles des élèves et de la composition socioculturelle limite la part de variance interécoles inexpliquée à 17 %. Finalement, la composition de « langue » explique 5 % des différences de performance entre établissements et 1,4 % de la variance totale des performances en langue. Sa taille d'effet est de .13.

TABLEAU II. – *Pourcentage de la variance totale et de la variance interécoles expliquées par un effet de la composition*

	Variance expliquée	
	VIE	VT
Composition académique	7,3 %	1,9 %
Composition socioculturelle	11,2 %	2,9 %
Composition de « langue »	5 %	1,4 %
Composition de sexe	ns	ns

Note : VIE = Variance interécoles expliquée.
VT = Variance totale expliquée.

TABLEAU III. – *Effets de composition*

	Modèle avec les prédicteurs individuels et la composition académique		Modèle avec les prédicteurs individuels et la composition socioculturelle		Modèle avec les prédicteurs individuels et la composition de « langue »	
	Paramètres	E.S.	Paramètres	E.S.	Paramètres	E.S.
PARAMÈTRES FIXES						
Intercept	-0,152***	0,051	-0,147***	0,051	-0,525***	0,157
Variables élève						
Sexe	0,053	0,031	0,055	0,031	0,053	0,031
Performance antérieure	0,580***	0,042	0,584***	0,041	0,584***	0,041
Nbr livres à la maison	0,049***	0,013	0,046**	0,013	0,049**	0,013
Niveau de diplôme du père	0,081**	0,028	0,077**	0,028	0,083**	0,028
Niveau de diplôme de la mère	0,234***	0,037	0,228***	0,037	0,234***	0,037
Langue parlée à la maison	0,013	0,037	0,009	0,037	0,007	0,038
Image de soi en langue	0,102***	0,021	0,100***	0,021	0,101***	0,021
Motivation à l'accomplissement	0,016	0,015	0,018	0,015	0,017	0,015
Variables de composition	0,151***	0,040	0,178***	0,035	0,135***	0,001
PARAMÈTRES ALÉATOIRES						
Variance résiduelle						
Niveau élève	44,8 %		44,8 %		44,8 %	
Niveau école	20,9 %		17 %		23,2 %	
Variance totale expliquée	60,5 %		61,5 %		60 %	

Note : * < .05 ; ** < .01 ; *** < .001

Discussion

Depuis le rapport Coleman, la question de la ségrégation scolaire a été dénoncée pour ses effets sur les performances scolaires des élèves et les inégalités de résultats entre élèves qu'elle contribue à produire. Ce rapport a en effet ouvert la voie à la prise en compte (comme critère normatif d'évaluation) et à la compréhension des effets de composition. Des zones d'ombre importantes demeurent toutefois et portent sur l'évaluation empirique de l'effet de composition d'une part, et sur l'interprétation d'un tel effet d'autre part. En référence à ces deux zones d'ombre et aux objectifs de cet article, la présente discussion est organisée en deux temps. Dans un premier temps, les résultats de l'étude empirique menée en Belgique francophone sont rappelés et brièvement mis en lumière par rapport à la littérature internationale. La seconde partie de la discussion vise ensuite à proposer un schème interprétatif qui permette de mieux comprendre les conditions institutionnelles d'émergence d'un tel effet.

Dans cette étude empirique menée en Communauté française de Belgique à partir d'un échantillon représentatif de 52 écoles primaires, l'effet de la composition a été estimé en mobilisant un modèle de niveau 1 (élève) identique, de manière à faciliter la comparaison de l'ampleur respective de l'effet de chacune des caractéristiques de composition d'école. Cet effet est significatif mais modeste, et varie quelque peu selon le type de composition considérée. La composition socioculturelle de l'école produit l'effet le plus puissant, puisqu'elle explique 11 % des différences entre écoles (contre 7 et 5 % respectivement pour la composition de niveau académique et celle liée à la langue en usage dans la famille). Ceci signifie que des élèves aux caractéristiques individuelles identiques, scolarisés dans une école dont la proportion de parents aux diplômes élevés et aux bibliothèques familiales relativement fournies est plus forte, obtiennent de meilleures performances scolaires que des élèves scolarisés dans une école dont la composition socioculturelle est moins favorable.

Si l'on compare la part de variance expliquée par cette caractéristique de la composition avec les résultats mis au jour dans d'autres études, force est de noter que Lauder et ses collègues (2007) ont fait apparaître dans leur étude la même configuration de résultats. Ils ont en effet constaté que la composition culturelle explique une plus grande part de variance que la composition académique. La taille d'effet mise au jour pour la composition culturelle dans notre étude ($r = .18$) est par ailleurs sensiblement supérieure à la taille d'effet de cet indicateur dans l'étude de Rumberger et Palardy (2005) menée aux États-Unis dans l'enseignement secondaire (en mesurant la progression des élèves sur une période de quatre années). Ces auteurs ont estimé l'effet de la composition sur la progression en mathématiques, sciences, lecture et histoire de l'ordre de .11. Enfin, dans notre étude, l'indice de composition lié à la langue parlée à la maison est aussi significatif et explique 5 % des différences de performances entre écoles. Ce dernier résultat rejoint le constat opéré par

Van der Slik, Driessen et De Bot (2006) concernant le pouvoir prédictif moindre de la composition « ethnique ».

En somme, cette recherche menée dans l'enseignement primaire en Belgique francophone vient globalement renforcer les constats relatifs à la présence d'un effet de composition, observés au préalable dans des recherches menées notamment aux Pays-Bas, en Belgique flamande, en Angleterre, en Nouvelle-Zélande et dans certaines recherches nord-américaines. Comment expliquer toutefois les différences entre l'ampleur des effets de composition mis au jour dans ces systèmes scolaires et leur non-significativité statistique dans d'autres systèmes, comme le système scolaire français (Duru-Bellat *et al.*, 2004) ?

Selon nous, pour comprendre la source de ces différences, l'analyse devrait prendre en considération la variété des environnements institutionnels et notamment les effets de marché scolaire que les systèmes institutionnels favorisent ou non. Relevons à cet égard qu'à l'exception des États-Unis les systèmes dans lesquels l'effet de composition est relativement plus élevé correspondent à des systèmes éducatifs caractérisés par une liberté de choix de l'établissement scolaire par les familles. Cette liberté accordée aux parents, combinée à un financement public des établissements, a été qualifiée par les économistes de quasi-marché scolaire (Vandenberghe, 1998 ; Maroy, 2006).

Nous posons l'hypothèse qu'un système de quasi-marché est favorable à l'émergence des effets de composition, à un double titre. D'une part, il favorise les risques d'un accroissement de la ségrégation scolaire entre établissements (Maurin, 2007). D'autre part, la ségrégation entre écoles est d'autant plus susceptible de produire des effets sur les élèves qu'une forte autonomie est laissée aux établissements, ce qui est l'une des composantes du modèle de quasi-marché scolaire. C'est en particulier le second argument qui nous intéresse ici, car il peut aider à comprendre les processus en jeu sous-tendant les effets de composition certes statiquement observés, mais relativement peu élucidés sur le plan de leur intelligibilité. Afin de rendre cet argument suffisamment explicite, nous présentons brièvement les résultats de quelques recherches, qualitatives pour la plupart, qui ont attiré l'attention sur la manière dont la composition d'une école peut influencer les pratiques éducatives effectives en son sein.

Thrupp (1999) est l'un des premiers auteurs à avoir explicitement attiré l'attention sur la perméabilité existant entre les caractéristiques des élèves d'une école (autrement dit, la composition de l'établissement) et les pratiques éducatives en son sein. À ses yeux, l'effet de composition ne se réduit pas à une influence des pairs ; il passe également par une adaptation des programmes et des objectifs d'enseignement au public scolarisé et par une fonction de direction qui ne pourra pas se concentrer sur les mêmes tâches en fonction du type d'élèves accueillis et de la fréquence des situations de « crise » à gérer. Les travaux ethnographiques d'Agnès van Zanten (2001) sur « l'école de la périphérie » en France vont dans le même sens, tout comme les travaux de Felouzis (2003) et Felouzis, Liot et Perroton (2005). Dans un livre visant à établir et à cerner les

conséquences négatives d'une ségrégation scolaire à la fois sociale et ethnique dans les collèges de l'académie de Bordeaux, ces auteurs thématisent en particulier les effets négatifs de cette ségrégation du point de vue des apprentissages scolaires. Ils montrent ainsi qu'à origine sociale ou ethnique individuelle donnée on apprend moins dans les collèges ségrégués. Cette situation est le résultat de plusieurs processus, où jouent notamment les pratiques pédagogiques des enseignants : modulation des attentes scolaires des enseignants en fonction d'un « niveau scolaire » (réel ou supposé) assez bas, moindre intensité et rythme des apprentissages. Simultanément, les critères d'évaluation et de notation des enseignants s'adaptent également au public et sont plus « favorables » aux élèves.

De même, dans la recherche européenne « Reguleduc » (Maroy, 2006 ; Ball et Maroy, 2009), une analyse approfondie de vingt-quatre établissements dans six espaces scolaires locaux européens a montré qu'ils tendaient à se différencier du point de vue de leur « logique d'action pédagogique », cette dernière correspondant à leur « position » dans l'espace scolaire local. Ainsi, en se fondant sur une distinction de Bernstein, la recherche montre que tendanciellement les écoles se rapprochent tantôt d'une logique « instrumentale » (valorisation de l'excellence académique ; programmes de haut niveau vus comme préparation à l'enseignement supérieur ; différenciation des pratiques scolaires en fonction des capacités des élèves, etc.), tantôt d'une logique expressive (valorisation de la diversité sociale et culturelle, de la tolérance, de la préoccupation de « tous » ; valorisation d'un programme commun pour tous les élèves ; usage de la différenciation académique des élèves, uniquement dans une logique de discrimination positive, etc.).

Parmi les écoles occupant les positions supérieures et moyennes des espaces scolaires locaux observés, ce ne sont pas seulement les ethos professionnels, les conceptions de l'enseignement ou de l'apprentissage qui poussent la direction ou les enseignants à soutenir une logique instrumentale. C'est aussi la prise en considération des demandes des familles, de leurs effets agrégés potentiels sur le recrutement d'élèves et de l'effet « en chaîne » de ce dernier sur la position relative de l'école sur le marché local.

Par ailleurs, la recherche thématise de façon approfondie les questions d'autonomie et de régulation : elle montre en particulier que l'autonomie effective d'un établissement local n'est pas seulement appréhendable par les variables institutionnelles les plus formelles. Autrement dit, même si des variations importantes existent entre pays du point de vue de la volonté et de la possibilité d'intervenir sur les fonctionnements pédagogiques des établissements de la part des autorités locales de tutelle (plus présentes, par exemple, dans les espaces anglais et français que hongrois et belge), il n'en demeure pas moins, dans tous les cas, de fortes possibilités de la part des directions d'établissements de négocier ou de contourner ces exigences, en particulier de la part des établissements bien situés dans la hiérarchie scolaire locale (Maroy et van Zanten, 2008). De plus, la volonté et la possibilité d'intervenir sur les établissements de la part des agents locaux de régulation sont liées à leurs orientations normatives et ressources cognitives, mais aussi à des capacités de pression des parents sur les écoles.

Au regard de ces résultats de recherches, qualitatives pour la plupart, nous posons l'hypothèse que l'ampleur des effets de composition observés dans des contextes institutionnels distincts doit être analysée au regard d'un enchaînement de processus plus ou moins favorables à l'émergence d'une influence de la composition scolaire : 1) un effet de composition ne peut être observé que s'il existe des différences de composition entre écoles (ce qui n'est pas le cas dans tous les systèmes éducatifs) ; 2) l'influence de la composition de l'école sur l'apprentissage des élèves ne se réduit pas à un « effet de pairs » ; la composition d'une école agit également de manière indirecte, en pesant sur les pratiques pédagogiques au sein des classes et les pratiques de gestion de l'établissement ; 3) l'adaptation de ces pratiques pédagogiques et des pratiques de gestion d'établissement ne dépend pas uniquement des caractéristiques individuelles des enseignants et de la direction : ce processus d'adaptation au public est largement influencé par des caractéristiques de l'environnement institutionnel telles que l'autonomie pédagogique des établissements et les rapports de concurrence entre écoles.

Ces propositions mériteraient bien entendu d'être évaluées de manière plus systématique dans des recherches futures, mais il nous semble qu'elles peuvent dès à présent être mobilisées afin de mieux comprendre la diversité des résultats relatifs à l'analyse de l'effet de composition et l'observation d'effets plus puissants dans des systèmes éducatifs comme la Belgique, les Pays-Bas, la Nouvelle-Zélande et l'Angleterre, où l'autonomie des établissements est importante et les rapports de concurrence entre écoles aiguës par le principe de libre choix des familles.

*
* *

Dans quelle mesure les caractéristiques (scolaires et/ou socioculturelles) des autres élèves d'une école vont-elles affecter les opportunités d'apprentissage d'un élève ? Cette question, au cœur de la problématique de l'effet de composition, n'a pas reçu aujourd'hui de réponse pleinement satisfaisante. Nous avons rappelé dans cet article à quel point le traitement de cette interrogation est complexe sur le plan méthodologique. La diversité des réponses apportées à la question s'explique d'ailleurs partiellement par des différences méthodologiques entre les recherches menées. Mais, même en faisant une lecture restrictive de la littérature scientifique et en ne gardant que les recherches répondant à des critères méthodologiques exigeants (en particulier la nécessité de s'appuyer sur au moins deux mesures des acquis scolaires des élèves), il faut bien constater que les résultats demeurent contrastés, que l'effet de composition n'apparaît pas toujours comme un paramètre dont l'influence est significative, et que la taille d'effet varie de manière importante d'une étude à l'autre.

Nous posons dans ce texte les jalons d'une interprétation de cette diversité en nous appuyant sur l'hypothèse selon laquelle la présence et la taille d'effet de composition au sein de différents systèmes éducatifs sont conditionnées

par les modes de régulation institutionnels des systèmes scolaires et leurs conséquences sur l'environnement des établissements. Plus précisément, nous avons considéré qu'un environnement de quasi-marché est favorable à l'émergence d'un effet de composition à double titre. D'une part, parce qu'il est potentiellement favorable au développement de la ségrégation entre écoles, en particulier si les écoles bénéficient d'une possibilité de sélectionner leurs élèves. D'autre part, parce que la ségrégation entre écoles risque davantage de produire des effets sur les élèves si les écoles bénéficient d'une forte autonomie pédagogique, susceptible d'entraîner une forme d'adaptation des écoles à leur public et une différenciation des objectifs en fonction des compétences (présumées) des élèves fréquentant un établissement.

Les arguments mobilisés ne permettent certes pas de statuer définitivement sur cette question. Face à une question particulièrement complexe, ils ont cependant l'avantage de proposer un schème interprétatif cohérent, fondé sur une diversité d'analyses qualitatives et quantitatives, et susceptibles de donner un sens à la relative diversité de résultats issus des études empiriques sur l'effet de composition.

Xavier DUMAY
Vincent DUPRIEZ
Christian MAROY

GIRSEF – Université catholique de Louvain
Place Montesquieu, 1
Boîte 14
B-1348 Louvain-la-Neuve – Belgique

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Ball S. J., Maroy C.**, 2009. – « School's logics of action as mediation and compromise between internal dynamics and external constraints and pressures », *Compare : a journal of comparative education*, 39, 1, pp. 99-112.
- Bosker R. J., Witziers B.**, 1996. – « The magnitude of the school effects. Or : does it really matter which school a student attends ? », paper presented at the Annual meeting of the American educational research association, « Research for education in a democratic society », April 8-12, New York (NY).
- Coleman J. S.**, 1966. – *Equality of educational opportunity study*, Washington (DC), US Congressional Printing Office.
- Duru-Bellat M., Le Bastard-Landrier S., Piquée C., Suchaut B.**, 2004. – « Tonalité sociale du contexte et expérience scolaire des élèves au lycée et à l'école primaire », *Revue française de sociologie*, 45, 3, pp. 441-468.
- Felouzis G.**, 2003. – « La ségrégation ethnique au collège et ses conséquences », *Revue française de sociologie*, 44, 3, pp. 413-447.
- Felouzis G., Liot F., Perroton J.**, 2005. – *L'apartheid scolaire. Enquête sur la ségrégation ethnique dans les collèges*, Paris, Le Seuil.
- Gorard S.**, 2006. – « Is there a school mix effect ? », *Educational review*, 58, 1, pp. 87-94.

- Harker R., Tymms P.**, 2004. – « The effects of student composition on school outcomes », *School effectiveness and school improvement*, 15, 2, pp. 177-199.
- Lauder H., Hugues D., Watson S., Waslander S., Thrupp M., Strathdee R., Simiyu I., Dupuis A., McGlenn J., Hamlin J.**, 1999. – *Trading in futures : why markets in education don't work*, Buckingham, Open University Press.
- Lauder H., Kounali D., Robinson T., Goldstein H., Thrupp M.**, 2007. – « Social class, pupil composition, pupil progress and school performance : an analysis of primary schools », working paper downloaded at <http://www.bath.ac.uk/research/harps/Resources/The%20Effects%20of%20Pupil%20Composition%20in%20Primary%20Schools%20wbl.pdf>.
- Maroy C.**, 2006. – *École, régulation et marché. Une comparaison de six espaces scolaires locaux en Europe*, Paris, Presses Universitaires de France.
- Maroy C., van Zanten A.**, 2008. – « Régulation et compétition entre établissements scolaires dans six espaces locaux en Europe », *Sociologie du travail*, 49, 4, pp. 464-478.
- Marsh H. W., Trautwein U., Lüdtke O., Köller O., Baumert J.**, 2005. – « Academic self-concept, interest, grades and standardized test scores : reciprocal effects models of causal ordering », *Child development*, 76, 2, pp. 397-416.
- Maurin É.**, 2007. – *La nouvelle question scolaire. Les bénéfices de la démocratisation*, Paris, Le Seuil.
- Nash R.**, 2003. – « Is the school composition effect real ? A discussion with evidence from the UK PISA data », *School effectiveness and school improvement*, 14, 4, pp. 441-457.
- Opendakker M.-C., Van Damme J.**, 2001. – « Relationship between school composition and characteristics of school process and their effect on mathematic achievement », *British educational research journal*, 27, 4, pp. 407-432.
- 2006. – « Differences between secondary schools : a study about school context, group composition, school practice, and school effects with special attention to public and catholic schools and types of schools », *School effectiveness and school improvement*, 17, 1, pp. 87-117.
- 2007. – « Do school context, student composition and school leadership affect school practice and outcomes in secondary education ? », *British educational research journal*, 33, 2, pp. 179-206.
- Raudenbush S. W., Bryk A. S., Congdon R. T.**, 2004. – *HLM 6 hierarchical linear and nonlinear modeling*, Lincolnwood (IL), Scientific Software International.
- Rumberger R. W., Palardy G. J.**, 2005. – « Does segregation still matter ? The impact of student composition on academic achievement in high school », *Teachers college record*, 107, 9, pp. 1999-2045.
- Sirin S. R.**, 2005. – « Socioeconomic status and academic achievement : a meta-analytic review of research », *Review of educational research*, 75, 3, pp. 417-453.
- Thrupp M.**, 1999. – *Schools making a difference. Let's be realistic ! School mix, school effectiveness, and the social limits of reform*, Buckingham, Open University Press.
- 2007. – « School admissions and the segregation of school intakes in New Zealand cities », *Urban studies*, 44, 7, pp. 1393-1404.
- Thrupp M., Lauder H., Robinson T.**, 2002. – « School composition and peer effects », *International journal of educational research*, 37, 5, pp. 483-504.
- Uguroglu M. E., Walberg H. J.**, 1979. – « Motivation and achievement : a quantitative synthesis », *American educational research journal*, 16, 4, pp. 375-389.
- Van der Slik F. W. P., Driessen G. W. J. M., De Bot K. L. J.**, 2006. – « Ethnic and socioeconomic class composition and language proficiency : a longitudinal multilevel examination in Dutch elementary schools », *European sociological review*, 22, 3, pp. 293-308.
- Vandenberghe V.**, 1998. – « L'enseignement en Communauté française de Belgique : un quasi-marché », *Reflète et perspectives de la vie économique*, 36, 1, pp. 65-75.
- Van Zanten A.**, 2001. – *Scolarité et ségrégation en banlieue*, Paris, Presses Universitaires de France.
- Walzer M.**, 1983. – *Spheres of justice*, New York (NY), Basic Books.