

Xavier Dumay, Vincent Dupriez & Christian Maroy

« Ségrégation, effets de composition et inégalités de résultats »

---

## Work in progress

**Ne pas citer sans l'autorisation des auteurs**

### 1. Introduction

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<sup>1</sup> en tout cas, une évidence non contestée. A 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 vingtième siècle, qu'un tel cloisonnement est dénoncé et que se met progressivement 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'à 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, p. ex.), 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, p. ex.) 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 tantôt 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 (1922), l'accent est parfois mis sur la nécessité d'une socialisation au caractère universaliste des savoirs et des normes scolaires, ce qui justifie un brassage entre des individus qui devront se détacher de leurs particularités et communautés d'origine et être socialisés aux valeurs universalistes de la société.

---

<sup>1</sup> Il est vrai qu'aux Etats-Unis, la question s'est posée un peu différemment et que la ségrégation raciale en particulier est un vieux sujet de dénonciation, de conflit social et parfois de recherche.

Mais, depuis le rapport Coleman (Etats-Unis, 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 pour la recherche internationale en éducation, c'est fondamentalement une dénonciation de la ségrégation au nom de ses effets.

A 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. Et nous mettrons en évidence ci-dessous que cette absence de consensus renvoie partiellement à un débat méthodologique, relatif aux conditions d'une évaluation valide d'un tel effet. A vrai dire, nous manquons encore aujourd'hui d'un nombre suffisant d'études rigoureuses centrées sur l'effet de composition. A ce titre, un premier objectif de cet article est de rendre compte d'une telle recherche empirique menée 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 le 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. Nous pouvons cependant déjà en annoncer les prémisses.

Depuis le rapport Coleman, la majorité des recherches sur l'effet de composition s'inscrit dans le courant, très anglo-saxon, de la *school effectiveness research*. Pour les auteurs adossés à un tel courant, l'effet de composition n'est à vrai dire pas une préoccupation centrale ; il s'agit le plus souvent d'une variable de contrôle à prendre en considération afin de saisir avec plus de justesse quelle est l'influence d'un établissement sur les élèves, indépendamment de son recrutement. C'est malgré tout dans cet ensemble de recherches que les travaux les plus rigoureux sur cette thématique ont été développés et auxquels nous allons dès lors nous référer. Mais de telles recherches, par définition, mobilisent comme unité principale d'analyse les établissements scolaires. Elles demeurent dès lors hermétiques à une analyse des environnements institutionnels et à la nature des interactions entre les logiques d'action propres aux établissements et les caractéristiques de ces environnements institutionnels. L'originalité majeure de la discussion que nous proposerons plus loin est dans cette perspective d'élargir l'analyse et de raisonner sur les conditions institutionnelles favorables à l'émergence d'un effet de composition au sein des établissements. Ce schème interprétatif permettra par ailleurs d'amorcer une comparaison internationale des études sur l'effet de composition et de tenter une interprétation des résultats de diverses recherches en fonction des caractéristiques des systèmes éducatifs dans lesquels elles ont été menées.

Cet article débute par une revue de la littérature scientifique relative à l'effet de composition. Il se poursuit avec la présentation de notre recherche empirique menée en Belgique dans l'enseignement primaire. Il se termine avec une discussion dont l'objectif est, comme annoncé, de proposer 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.

## 2. Les effets 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 qui mesurent 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 la poursuivrons en présentant les résultats de recherches récentes sur l'effet de composition et l'évaluation de son ampleur.

## 2.1. L'effet de composition : le débat méthodologique

Deux problèmes méthodologiques ont principalement été discutés (Harker & Tymms, 2004). Ces deux problèmes renvoient à un même cœur d'interrogation, qu'on pourrait exprimer de la manière suivante. Etant donné que l'effet de composition est l'effet des caractéristiques moyennes des élèves après qu'on ait pris en compte l'effet de ces mêmes caractéristiques au niveau individuel, le principal défi des études qui visent à l'estimer est de s'assurer que l'effet de composition estimé ne reflète pas l'effet de caractéristiques individuelles qui auraient soit été 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 la fiabilité de la mesure des acquis antérieurs des élèves.

La spécification du modèle d'analyse définit le nombre et la ‘qualité’ des prédicteurs utilisés pour prédire la variable que l'on cherche à expliquer. Un modèle est dit sous-spécifié lorsque les prédicteurs entrés dans l'analyse ne parviennent pas expliquer suffisamment (par rapport à ce qui est établi dans la littérature scientifique) la variabilité du phénomène étudié. Le problème de mauvaise spécification du modèle d'analyse porte ici sur la spécification du modèle individuel de prédiction. L'idée sous-jacente est qu'au moins les différences de performance entre écoles sont expliquées par des prédicteurs individuels, plus grande est la probabilité qu'elles le soient par des variables de classe ou d'école, comme la composition.

Pour illustrer ce double problème, 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, les connaissances antérieures des élèves ou leur appartenance ethnique) et le même prédicteur agrégé au niveau école. Ils ont ainsi mis à 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 socio-économique 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 les caractéristiques ethniques moyennes des élèves. La seconde interprétation pointe au contraire que les différences entre le modèle où la composition mesurée à partir du background socioéconomique ou académique peut s'expliquer 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 qu'au moins les scores de connaissances antérieures sont fiables, au 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 variables individuelles, comme la motivation ou les ressources culturelles des élèves par exemple, variables qui sont corrélées de manière imparfaite avec le capital socioéconomique des élèves, mais associées de manières significative à leurs progrès. Ainsi l'effet de composition peut être dû à un contrôle inadéquat pour les 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 montré que la proportion d'élèves au capital socioéconomique faible qui possède 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 qui scolarisent un public le plus favorisé à cet égard.

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 & 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 individuel discuté par Harker et Tymms (2004). Troisièmement, de multiples mesures de la composition doivent 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, co-varient avec la composition (p. ex. la qualité de l'enseignement ou du climat de travail dans les écoles). Et enfin, autant que possible le design 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 connaissance initial des élèves recouvrent elles-mêmes une ‘facette collective’, fruit de la fréquentation 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.

## 2.2. 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 qui caractérise les cadres

méthodologiques et les designs utilisés dans les nombreuses études qui ont visé à estimer l'effet de composition.

Sans prétendre à être exhaustif, nous passons en revue quelques études récentes qui ont utilisé un design 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 multi-niveaux. 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, socioculturel et socioéconomique, mais aussi ethnique.

En Nouvelle-Zélande, Lauder et ses collègues (1999) ont trouvé que les différences entre écoles secondaires expliquent 16 pourcents 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 pourcents 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 très modeste, puisque l'ensemble des prédicteurs au niveau école expliquent un peu plus de 6 pourcents de la variance totale. Et que les effets de composition ne représentent qu'une part de cette explication.

Duru-Bellat, LeBastard-Landrier, Picquée & Suchaut (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 à jour que la composition peut influencer de manière significative les aspirations professionnelles des élèves, certaines de leurs attitudes, et les attentes et exigences des enseignants.

Van der Slik, Driessen & De Bot (2006) ont intégré dans leurs analyses menées aux Pays-Bas des caractéristiques de composition ethnique et socioéconomique. 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 qui concentrent 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 Opdenakker, Van Damme et leurs collègues (2001, 2006, 2007) ont aussi permis d'identifier un effet significatif de la composition dans l'enseignement secondaire. Leurs analyses (Opdenakker & Van Damme, 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 nets et joint significatifs sur les performances des élèves, indépendamment de leurs compétences initiales. Les effets nets de la composition d'école et des variables de processus expliquent respectivement 10 et 16 pourcents de la variance inter-écoles, tandis que leur effet joint est associé avec 17 pourcents de cette variance. Ainsi, si on additionne les effets nets et joint de la composition, cette dernière est associée à un peu plus d'un quart de la variance entre les établissements. Ce qui équivaut à 5 pourcents de la variance totale des apprentissages, dans un modèle à

trois niveaux où la variance totale associée à la fréquentation de l'établissement est de l'ordre de vingt pourcents. 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 a pour effet de diminuer l'effet des variables de processus.

Toutes les études répertoriées jusqu'ici ont analysé l'effet de composition en utilisant deux mesures de performance d'élèves. Nous évoquons maintenant deux études qui ont estimé l'ampleur de l'effet de composition sur des courbes de performance. 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 (NELS 1988), Rumberger & Palardy (2005) ont analysé des courbes d'apprentissage en science, lecture et mathématiques, entre la 8<sup>ième</sup> et la 12<sup>ième</sup> année d'enseignement. Leur échantillon de 14217 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 pourcents de la variance liée aux courbes d'apprentissage est associé 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. Prises ensemble, les différences de background ainsi que leur niveau de connaissance avant l'entrée dans l'enseignement secondaire expliquent presque trois quart de la variance entre écoles des scores composites à l'entrée en 8<sup>ième</sup> année. La situation est toutefois différente lorsqu'il tente d'expliquer la progression des élèves qui dépend de l'école qu'ils fréquentent. En effet, ces auteurs ont montré 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, puisqu'ils sont 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. La taille de l'effet est calculée ici sur la base de la progression enregistrée à partir du score composite.

Lauder, Kounali, Robinson, Goldstein & Thrupp (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 constitué : 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 pourcents de la progression des élèves en lecture et en mathématiques est en effet apparue associée aux effets de composition. Nous présentons maintenant une étude réalisée en Communauté française de Belgique, dont le but est d'estimer l'ampleur des effets de composition dans l'enseignement primaire.

### **3. Une étude empirique dans l'enseignement primaire en Belgique**

#### **3.1. Méthode**

##### **3.1.1. Echantillon**

L'échantillon de l'étude est constitué de 2528 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'Etat, mais qui dépendent d'une autorité privée, à caractère confessionnel. Ces écoles représentent approximativement 40 pourcents des écoles organisant de l'enseignement primaire et maternel en Communauté française. Tous les élèves de sixième primaire – la 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 en deux temps. Premièrement, des quintiles de la distribution de la composition des écoles dans la population ont été calculés. La variable utilisée pour calculer ces quintiles est l'indice<sup>2</sup> de discrimination ou de différenciation positive, qui est une combinaison agrégée par école de variables qui caractérisent le quartier d'habitat des élèves sur un plan socioéconomique. Deuxièmement, 24 écoles ont été sélectionnées de manière aléatoire au sein de ces quintiles. L'échantillon final apparaît représentatif de la distribution de la composition des écoles dans la population des écoles primaires du réseau libre d'enseignement. Ni la moyenne ( $Z = 0.36$ ;  $p = 0.64$ ) de l'indice de composition socioculturelle constitué à partir de l'échantillon, ni sa variance ( $\chi^2 = 59.46$ ;  $p = [0.75; 0.9]$ ) ne diffèrent de la moyenne et de la variance de l'indice de composition socioéconomique de discrimination positive de la population d'écoles primaires du réseau libre de la Communauté française de Belgique. L'échantillon défini semble donc approprié pour examiner et estimer l'effet de composition, puisqu'il inclut, de par les caractéristiques inhérentes de ce système éducatif, des écoles aux publics très ségrégés.

### 3.1.2. 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 répondre à un questionnaire concernant leur background scolaire et social, et leur bien-être. 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, qui a été complété par 85 pourcents de ceux-ci.

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 performance en fin d'année. Et surtout, elle apparaît comme une mesure fiable. 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 mété-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 de dispositions non-cognitives dont on sait qu'ils ont une relation avec le niveau d'apprentissage des élèves (Marsh, Trautwein, Ludtke, Koller & Baumert, 2005 ; Ururoglu, Walberg, 1979) ont été construits au niveau élèves, à savoir un indicateur de concept de soi en langue française et un indicateur de motivation à l'accomplissement. Les corrélations entre ces variables qui caractérisent les élèves sont présentées dans le tableau 3 ci-dessous.

Finalement, nous avons construit des indices de la composition d'école qui représentent les différentes facettes du construct investiguées dans la littérature : composition académique,

---

<sup>2</sup> Cet indice est utilisé par le ministère de l'éducation de la Communauté française de Belgique pour différencier le financement du fonctionnement des établissements selon les caractéristiques moyennes du public qu'ils scolarisent.

socioculturelle, ‘de langue’ et de sexe. Nous détaillons la procédure de construction de ces variables ci-dessous.

### **Variables de niveau 1 (élèves)**

#### **Les tests de performance en langue française**

Les tests de performance en langue ont dû être construits spécifiquement pour cette recherche, car il n'existe pas en Belgique francophone d'examens standardisés en sixième année primaire. Le test construit pour la seconde mesure d'acquis s'appuie toutefois sur un test construit par le réseau libre catholique pour évaluer les acquis des élèves en fin de primaire. Les deux tests ont été conçus par une équipe comprenant deux auteurs du présent article et deux spécialistes du curriculum primaire de la Communauté française. Chacun des deux tests couvraient le curriculum, avec des items de divers types : ouverts et choix multiples. Chaque test a été pré-testé dans le but de sélectionner les items finaux en s'assurant d'une continuité dans leur niveau de difficulté. Les scores finaux des deux tests ont été convertis en scores Rasch à partir du programme Conquest, de manière à situer sur une échelle commune les compétences des élèves et les items. Pour faciliter le calcul des tailles d'effet (Cohen, 1988), les deux scores de Rasch ont été standardisés.

#### **Le test de performance en langue de début d'année scolaire**

Le test de performance en langue de septembre était composé de 23 items de performance en lecture, de 28 items de grammaire et de 15 items d'orthographe. Il est apparu très fiable ( $\alpha = 0.94$ ). La haute fiabilité des scores de performance antérieure permet probablement d'éviter de manière massive d'attribuer à un effet de composition l'effet de caractéristiques individuelles (Harker & Tymms, 2004).

#### **Le test de performance en langue de fin d'année scolaire**

Le test de performance en langue de juin couvrait les mêmes domaines de performance : performance en lecture (19 items), grammaire (39 items) et orthographe (23 items). Sa fiabilité est également élevée ( $\alpha = 0.93$ ). L'accord inter-juges l'est aussi (Cohen's  $k^3 = .95$ ).

#### **Les indicateurs de capital socioculturel**

Pour respecter le caractère multidimensionnel du capital socioculturel des élèves et de leurs familles, trois indices ont été utilisés. La description de ces indices est approfondie dans le tableau 1. Tous ces indices proviennent du questionnaire distribué aux parents d'élèves. Les deux premiers sont le niveau de diplôme le plus élevé obtenu par les deux parents. Ces indices sont dichotomisés (0 = diplôme du primaire ou du secondaire ; 1 = diplôme de l'enseignement supérieur). Le troisième indicateur de capital socioculturel est le nombre de livres possédés à la maison. Cet indicateur est mesuré sur une échelle à cinq points (dont 1 = [0-10] ; 2 = [11-25] ; 3 = [26-100] ; 4 = [101-200] ; 5 = [201-500]).

#### **Caractéristiques de langue**

Etant donné que notre variable dépendante est la performance en langue, la langue parlée à la maison peut elle aussi se révéler être un prédicteur important (Zwick & Sklar, 2005). L'indicateur (voir tableau 2) est construit comme une variable dichotomique (0 = ne parle pas toujours le français à la maison ; 1 = parle toujours le français à la maison).

<sup>3</sup> Le  $k$  de Cohen est calculé à partir de la correction de trois juges différents.

### **Concept de soi en langue française**

Le concept de soi en langue française a été mesuré à l'aide d'une sous-échelle issue d'une version traduite en français du 'Self-Description Questionnaire' (SDQ – II ; Guérin, Marsh & Famose, 2003). Les élèves utilisaient une échelle de Lickert à 6 niveaux pour y répondre. Une analyse en composantes principales appliquée sur les 5 items de la sous-échelle (par exemple « En français, j'apprends les choses rapidement » ; « Les exercices de français sont faciles pour moi ») laisse apparaître une structure à un facteur, qui explique 76 pourcents de la variance totale des items. La consistance interne de l'échelle est très satisfaisante ( $\alpha = 0.91$ ). Pour rappel, l'introduction des paramètres motivationnels dans l'analyse du modèle de niveau 1 est justifiée par la critique développée par Nash (2003) quant aux biais de sélection.

### **Motivation à l'accomplissement**

L'échelle de motivation à l'accomplissement est composée de quatre items (exemple : « En classe, je travaille aussi dur que possible ») auxquels répondaient les élèves à l'aide d'une échelle de Lickert à 6 niveaux. Une analyse en composantes principales appliquée aux quatre items fait ressortir un seul facteur explicatif de 67 pourcents de la variation des items. La consistance interne est satisfaisante ( $\alpha = 0.83$ ).

### **Sexe**

Le sexe des élèves est introduit comme une variable de contrôle, puisque la littérature a épingle de manière récurrente que les filles sont plus performantes dans l'apprentissage de la langue que les garçons (Bae & al., 2001). Le sexe est codé comme suit : 0 pour les garçons et 1 pour les filles.

Tableau 1 – Capital socioculturel des élèves

	Fréquence %
<b>Diplome le plus élevé du père</b>	
Ecole primaire ou pas de diplôme	9.8
Ecole secondaire (inférieure)	18.1
Ecole secondaire (supérieure)	26
Enseignement supérieur (non-universitaire)	22.8
Enseignement supérieur (universitaire)	23
<b>Diplome le plus élevé de la mère</b>	
Ecole primaire ou pas de diplôme	10.1
Ecole secondaire (inférieure)	17.8
Ecole secondaire (supérieure)	26
Enseignement supérieur (non-universitaire)	30.8
Enseignement supérieur (universitaire)	15.1
<b>Nombre de livres à la maison</b>	
0-10 livres	4.5
11-25 livres	8.8
26-100 livres	26.4
101-200 livres	22.8
201-500 livres	37.3

Tableau 2 – Caractéristiques de langue

	Fréquence %
<b>Langue parlée à la maison</b>	
Langue parlée à la maison (toujours le français)	76.5
Langue parlée à la maison (parfois ou jamais le français)	23.5

Tableau 3 - Corrélations entre les paramètres individuels

	Performance en langue (juin)	Performance en langue (septembre)	Nbr de livres à la maison	Niveau de diplôme du père	Niveau de diplôme de la mère	Langue parlée à la maison	Concept de soi en français	Mot l'a
<b>Performance en langue (juin)</b>	1	.739**	.416**	.364**	.422**	.269**	.252**	
<b>Performance en langue (septembre)</b>		1	.377**	.309**	.329**	.257**	.234**	
<b>Nbr de livres à la maison</b>			1	.372**	.438**	.329**	.066**	
<b>Niveau de diplôme du père</b>				1	.504**	.139**	.066**	
<b>Niveau de diplôme de la mère</b>					1	.196**	.058*	
<b>Langue parlée à la maison</b>						1	-.006	
<b>Concept de soi en français</b>							1	
<b>Motivation à l'accomplissement</b>								

\* < .05 ; \*\* < .01

### Variables de niveau 2 – les variables de composition d'école

Nous avons constitué un indicateur de chaque caractéristique de composition. La composition académique est définie comme le niveau moyen de performance en langue en début d'année scolaire. Dans le but de construire un indicateur unique de capital socioculturel, nous avons traité les trois indicateurs agrégés à l'échelle des établissements à partir d'une analyse en composantes principales sur les variables suivantes : la proportion (par école) d'élèves dont le père a fait des études supérieures, la proportion (par école) d'élèves dont la mère a fait des études supérieures, et le nombre moyen (par école) de livres à la maison. L'analyse en composantes principales laisse apparaître une solution à un facteur, explicatif de presque 90 pourcents de la variance totale des items, ce qui justifie la constitution d'un indicateur unique. La composition de 'langue' est mesurée comme la proportion (par école) d'élèves qui parlent toujours le français à la maison. Et finalement, la composition de sexe est définie comme la proportion de filles par école. Toutes les variables mesurant la composition des écoles ont été finalement standardisées.

#### 3.1.3. Analyses

Pour respecter la structure hiérarchique des données, une analyse multi-niveaux a été conduite (HLM 6.2, Raudenbush, Bryk & Congdon, 2004). Premièrement, un modèle vide a été calculé pour mettre à 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. Etant donné que les différentes caractéristiques de composition sont fortement inter-correlées (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.

### **3.2. Résultats**

#### **3.2.1. Modèle vide**

L'analyse du modèle vide (voir tableau 4) fait apparaître que 26 pourcents de la variance totale des scores de performance représente des différences de performance entre écoles. Cette proportion est plus importante que la part de variance inter-écoles rapportée dans la mété-analyse de Bosker & Witziers (1996), mais comparable aux résultats mis à jour par Opdenakker & Van Damme (2001) sur un échantillon d'écoles secondaires en Belgique flamande. Ces auteurs ont en effet trouvé que 43 pourcents de la variation totale des scores de performance en mathématiques est associée à de la variance inter-classes et inter-écoles, et que les variances inter-écoles et inter-classes se distribuent de manière équivalente sur les deux niveaux.

Tableau 4 – modèle vide

	<b>Modèle vide</b>
	<b>Paramètre E.S.</b>
FIXE	
Intercept	-0.023 0.073
ALEATOIRE	
Composants de variance	
Niveau élève	74 %
Niveau école	26 %

#### **3.2.2. 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 5. Premièrement, il apparaît que les variables individuelles considérées dans leur ensemble expliquent 58.6 pourcents de la variance totale des scores de performance en langue. La variance inexpliquée est respectivement de 44.8 pourcents au niveau individuel et de 28.2 pourcents à l'échelle des écoles. Ceci signifie que plus de septante pourcents des différences de performance entre écoles sont liées aux caractéristiques individuelles et initiales du public scolarisé dans chaque établissement. Si 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 (niveau le plus élevé du père et de la mère, nombre de livres à la maison) qui caractérisent le capital socioculturel 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 à jour entre le concept 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 multi-variée, ni le sexe, ni la langue parlée à la maison n'aient un effet sur les performances des élèves en langue.

Tableau 5 - L'effet des variables individuelles

	Modèle avec les prédicteurs individuels	
	Paramètres	E.S.
<b>PARAMETRES FIXES</b>		
<b>Intercept</b>	-0.163***	0.051
<b>Variables élève</b>		
Sexe	0.052	0.031
Performance antérieure	0.587***	0.041
Nbr 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
Concept de soi en langue	0.099***	0.021
Motivation à l'accomplissement	0.016	0.015
<b>PARAMETRES ALEATOIRES</b>		
Variance résiduelle		
Niveau élève	44.8 %	
Niveau école	28.2 %	
Variance totale expliquée	58.6 %	

< .05 ; \*\* < .01 ; \*\*\* < .001

### 3.2.3. 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 pourcents de la variance entre écoles et 1.9 pourcents de la variance totale des scores (voir tableau 6). Autrement dit, le niveau moyen de performance antérieure des élèves de sixième 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 seulement un changement de 0.15 écart-type sur l'échelle de performance en langue (voir tableau 7). La composition socioculturelle explique quant à elle 11.2 pourcents de la variance inter-écoles et 2.9 pourcents 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. Et finalement, la composition de 'langue' explique 5 pourcents des différences de performance entre établissements et 1.4 pourcents de la variance totale des performances en langue. Sa taille d'effet est de .13.

Tableau 6 – Pourcentage de la variance totale et de la variance inter-écoles expliquées par un effet de la composition

	VIE VT	Variance expliquée
Composition académique	7.3 1.9 %	%
Composition socioculturelle	11.2 2.9 %	%
Composition de 'langue'	5	%
Composition de sexe	1.4%	ns

VIE = Variance inter-écoles expliquée

VT = Variance totale expliquée

Tableau 7 - 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.
<b>PARAMETRES FIXES</b>						
<b>Intercept</b>	-0.152***	0.051	-0.147***	0.051	-0.525***	0.157
<b>Variables élève</b>						
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
Concept 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
<b>Variables de composition</b>	0.151***	0.040	0.178***	0.035	0.135***	0.001
<b>PARAMETRES ALEATOIRES</b>						
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 %	

< .05 ; \*\* < .01 ; \*\*\* < .001

#### 4. Discussion

Depuis le rapport Coleman publié en 1966, la question de la ségrégation scolaire a été dénoncée pour ses effets sur les performances scolaires des élèves et les inégalités de résultats. 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. Le but de cet article était de faire un état de cette question dans la littérature scientifique, mais aussi d'y contribuer, en estimant l'ampleur de ces effets 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. Au niveau 1 précisément, plusieurs variables individuelles identifiées dans la littérature comme des prédicteurs des performances des élèves (le niveau de compétences antérieures, le capital socioculturel et deux aspects de la dynamique motivationnelle des élèves) ont été introduites, avec l'intention de prendre en considération le problème de spécification insuffisante du modèle de niveau 1 et d'éviter ainsi d'attribuer à des prédicteurs de niveau 2 (école) l'effet de variables de niveau 1 non-mesurées. Les résultats de l'analyse du modèle de niveau 1 font apparaître que plus de 50 pourcents de la variation totale des scores et 70 pourcents de la variance entre les écoles est associée à ces caractéristiques individuelles considérées globalement. Ce résultat justifie l'importance d'introduire au niveau élève de multiples indicateurs de leur background. Dans la même ligne, notre analyse confirme l'hypothèse posée par Nash (2003), puisque les dispositions non-cognitives, et en particulier le concept de soi des élèves, semble significativement associé avec la performance des élèves en langue après avoir pris en compte l'effet des performances antérieures et celui du background socioculturel. L'argument de Nash est que certains élèves, de par leur socialisation primaire au sein du cadre familial, acquièrent des compétences cognitives et motivationnelles qui leur permettent de mieux réussir à l'école que d'autres, dont les expériences familiales ont été différentes. De plus, nos résultats montrent que le concept de soi des élèves n'est que peu associé au niveau de diplôme de leurs parents, ce qui renforce la possibilité de surestimer la performance possible des élèves scolarisés dans des écoles défavorisées, lorsque le capital socioculturel ou socioéconomique et les dispositions non-cognitives ne sont pas introduits simultanément dans l'analyse.

Quel est l'ampleur de l'effet de composition en Communauté française de Belgique ? Cette recherche a mis à jour que l'effet de composition semble prédire de manière significative la performance des élèves en langue en sixième année primaire après avoir pris en compte diverses facettes du contexte socio-culturel familial des élèves et de leur rapport individuel au métier d'élève. Ceci signifie qu'on peut s'attendre à ce que des élèves aux caractéristiques individuelles identiques scolarisés dans une école dont la composition est plus favorable obtiennent de meilleures performances scolaires que des élèves similaires scolarisés dans une école moins favorisée. Cet effet est toutefois assez modeste, et varie quelque peu en fonction des caractéristiques de composition considérées. La composition socioculturelle explique 11 pourcents des différences entre écoles après avoir contrôlé pour l'effet des caractéristiques individuelles des élèves.

Si on compare la part de variance expliquée par cette caractéristique de la composition avec les résultats mis à jour dans d'autres études, force est de noter que Lauder et ses collègues (2007) ont fait apparaître dans leur étude récente le même pattern de résultats. Ils ont en effet constaté que la composition sociale ou culturelle explique une plus grande part de variance que la composition académique. Dans notre étude, la composition académique explique 7 pourcents de la variance inter-écoles. La taille d'effet mise à jour pour la composition socioculturelle ( $r = .18$ ) est sensiblement supérieure à la taille d'effet de cet

indicateur de composition sur la progression des élèves (sur une période de quatre années) dans l'étude de Rumberger & Palardy (2005) menée aux Etats-Unis dans l'enseignement secondaire. Ces auteurs ont estimé l'effet de la composition sur la progression en mathématiques, sciences, lecture et histoire de l'ordre de .11. Enfin, la composition de langue est elle aussi significative et explique 5 pourcents des différences de performance entre écoles. Ce dernier résultat corrobore les conclusions tirées par Van der Slik et ses collègues (2006) concernant le pouvoir prédictif relatif de la composition socioéconomique et ethnique.

Nous développons maintenant un schème interprétatif qui vise à donner sens aux divergences de résultats pointées dans la littérature scientifique quant à l'ampleur des effets de composition. Ce schème interprétatif se fonde sur l'idée que la différence d'ampleur des effets de composition ne peut se comprendre qu'en replaçant les établissements, leurs logiques d'action et les processus qui s'y déroulent, dans leur environnement institutionnel. Nous émettons en effet l'hypothèse<sup>4</sup> que l'inscription des établissements dans une configuration spécifique et articulée de formes de régulation est un paramètre explicatif important des différences de résultats mises à jour dans les études relatives aux effets de composition.

Constatons tout d'abord que l'étude des effets de composition a été assumée en particulier dans certains systèmes scolaires<sup>5</sup>. Si on écarte en effet les études qui ont porté, aux Etats-Unis, sur les effets des classes de niveau (Zimmer & Toma, 2000 ; Burns & Mason, 2002) ou sur la question historiquement connotée des effets de la ségrégation ethnique (Entwistle & Alexander, 1992 ; Caldas & Bankston, 1999), et les rares études françaises<sup>6</sup> sur la question (Duru-Bellat & al., 2004 ; Felouzis, 2003, 2005), on peut en effet relever que les systèmes scolaires dans lesquels un nombre significatif de recherches ont été consacrées aux effets de composition (Angleterre, Nouvelle-Zélande<sup>7</sup>, Pays-Bas et Belgique, flamande et francophone) ont tous la même caractéristique d'offrir aux parents d'élèves le choix de l'école de leurs enfants.

Le libre choix de l'école par les parents, combiné à un financement public des établissements lié au nombre d'élèves, est désigné dans la littérature relative à la régulation des systèmes scolaires sous le terme de quasi-marché scolaire (Vandenbergh, 1998 ; Chubb & Moe, 1990 ; Maroy, 2006). Dans les pays anglo-saxons en particulier, la promotion d'une régulation par le « marché » a été perçue comme une des voies possibles pour améliorer la qualité de l'enseignement, voire son équité. Ainsi, en Angleterre ou en Nouvelle Zélande, la compétition scolaire est vue positivement comme un des moyens par lequel les équipes des établissements scolaires peuvent être poussées à améliorer leurs pratiques

---

<sup>4</sup> Cette hypothèse et le schème interprétatif qui la sous-tend sont émis ici à titre exploratoire, sans que la preuve empirique définitive ne puisse en être faite. Une telle preuve ne peut être construite qu'à partir d'une revue systématique de la littérature et d'une métá-analyse qui contraste l'ampleur des effets de composition selon des variations d'ordre méthodologique et des variations des environnements institutionnels.

<sup>5</sup> Les études passées en revue dans cette partie de l'article brassent plus large que les études décrites dans notre revue de la littérature, puisqu'elles ne répondent pas toutes aux critères de sélection des études établis pour cette dernière, à savoir une mesure des acquis antérieurs des élèves, une stratégie d'échantillonnage appropriée et l'usage de modèles multi-niveaux d'analyse.

<sup>6</sup> A l'aune des études réalisées en France par Broccolini et Van Zanten (1997), Beaud (2002) ou encore Oberti (2007), il semble légitime de penser que la compétition scolaire peut aussi exister dans un système scolaire où officiellement le « libre choix » n'est pas promu, mais où existe une allocation administrée des élèves aux écoles, par le mécanisme dit de la « carte scolaire ».

<sup>7</sup> Le système scolaire néo-zélandais a connu en vingt ans deux réformes relatives au mode d'affectation des élèves dans les établissements d'enseignement (voir Thrupp, 2007). Dans les années 1990, un système de quasi-marché a été instauré ; tandis qu'au début des années 2000, le gouvernement travailliste a réintroduit un système d'affectation selon la zone de résidence. Or les études relatives aux effets de composition menées sur ce système scolaire l'ont été essentiellement durant la décennie de quasi-marché scolaire.

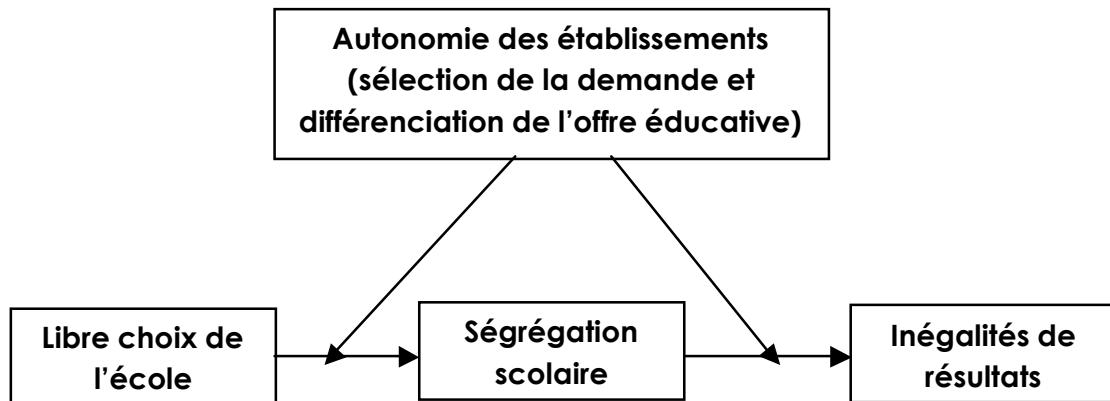
éducatives et leur attention aux besoins des usagers. Plutôt que de forcer les parents à fréquenter une école proche au sein de leur district scolaire d'appartenance, les parents ont le « libre choix » de leur établissement, alors que ces derniers voient leur niveau de financement public lié au nombre d'élèves. Dans ce système de « quasi-marché » (qui se différencie du pur marché économique du fait qu'il ne suppose pas d'échange monétaire entre client et fournisseur), les établissements deviennent autonomes et sont incités à « gagner » leurs clients par leurs initiatives, leur travail d'équipe, la qualité éducative de leur travail et de leur offre éducative. Dans un tel modèle, l'Etat ne disparaît pas ; il remplit même le rôle important de définir les objectifs du système et le contenu du curriculum d'enseignement. Cependant il délègue aux établissements, ou à d'autres entités locales, une autonomie dans le choix des moyens pour réaliser ces objectifs. Les établissements se trouvent donc mis en concurrence, voire en compétition, pour répondre à des objectifs communs fixés par l'Etat.

Or nous pensons qu'un système de quasi-marché est favorable à l'émergence des effets de composition, à un double titre (voir figure 1). Premièrement, il favorise les risques d'une ségrégation scolaire forte entre établissements. A la suite de Maurin (2007), nous considérons en effet que de tels principes concurrentiels risquent de s'appliquer difficilement à l'univers scolaire, notamment car il est difficile pour les parents d'évaluer la qualité pédagogique des établissements et qu'il n'est d'ailleurs pas certain qu'ils en feraient leur principal critère de choix. Il semble dès lors que les parents ont tendance à regarder davantage les caractéristiques des élèves scolarisés et leurs résultats bruts, plutôt que les progrès qu'ils ont faits durant leur séjour dans un établissement. Et les écoles auraient dès lors intérêt à recruter les meilleurs élèves plutôt qu'à améliorer leurs pratiques éducatives, ce qui, in fine, ne conduit pas à une amélioration de la qualité de l'éducation, mais plutôt à une ségrégation accrue entre écoles.

Deuxièmement, cette ségrégation est d'autant plus susceptible de produire des effets sur les élèves qu'une forte autonomie est laissée aux établissements, ce qui est d'ailleurs une des composantes du modèle de quasi-marché scolaire. Un contexte de quasi-marché scolaire est donc susceptible de produire une double influence sur les inégalités de résultats entre élèves : d'une part en accroissant la ségrégation entre écoles et d'autre part en maximisant les possibilités de différenciation de l'offre éducative, et d'adaptation de l'offre au public, de par l'autonomie qu'un tel mode de régulation reconnaît aux établissements.

Nous étoffons maintenant ce double argument, à partir de recherches qui semblent effectivement montrer que l'interaction entre le libre choix de l'école et l'autonomie accordée aux établissements est productrice de ségrégation entre les établissements, et d'inégalités de résultats entre établissements. De façon complémentaire, nous défendons l'hypothèse que les effets de composition expliquent une part significative des différences entre les établissements en particulier dans les systèmes scolaires caractérisés par un libre choix des parents et une importante autonomie locale des établissements, et que leur ampleur varie selon le niveau des exigences posées par l'Etat aux établissements.

Figure 1 : Schème interprétatif : les effets de composition et l'environnement de quasi-marché



La thèse que le marché a une incidence négative sur la stratification et la ségrégation sociale des écoles a été fortement discutée, notamment en Angleterre, sans qu'un consensus définitif ne se soit dessiné (Noden, 2000, 2002 ; Goldstein & Noden, 2003 ; Gorard & Fitz, 2006). Lorsque toutefois l'analyse est affinée, et tient compte du niveau d'autonomie locale des établissements d'enseignement, les tendances de résultats s'éclaircissent. Gorard, Taylor & Fitz (2003) notamment, mais aussi Gibbons & Telhaj (2007) semblent en effet montrer que l'effet du quasi-marché sur la ségrégation inter-établissements dépend du niveau d'autonomie locale des établissements.

A partir d'une large étude, quantitative et qualitative sur les sources et l'évolution de la ségrégation sociale entre écoles en Angleterre et au Pays de Galles<sup>8</sup>, Gorard, Taylor & Fitz (2003) soutiennent que l'introduction de mesures de quasi-marché en Angleterre en 1988 (ouverture du libre choix des parents, accentuation de l'autonomie des écoles, publication des projets des écoles et des résultats des écoles à des tests externes) ont conduit globalement à une « déségrégation » sociale du public des écoles entre 1989 et 1995, et à un accroissement de la ségrégation entre 1998 et 2001, dans la majorité des LEA. L'explication de la baisse entre 1989 et 1995 est imputée par ces auteurs à l'ouverture du choix de l'école aux parents : en effet, la déségrégation s'observe dans les LEA situés dans des zones urbaines moyennes, avec une haute densité de population, un grand nombre d'écoles accessibles, bien plus que dans les LEA aux caractéristiques opposées (ruraux, à faible intensité de population). L'ouverture du choix des familles a permis en fait à ces dernières d'accéder à des écoles qui leur étaient interdites du fait de l'application de la « zone scolaire ». L'effet ne s'est pas fait sentir d'emblée mais bien après deux ou trois années, en raison d'un processus d'apprentissage de la possibilité de choix par les familles. Autrement dit, la liberté accrue octroyée à la « demande » scolaire aurait eu des effets positifs, là où les familles disposent de réseaux de transports, et d'un accès réellement ouvert à de nouvelles offres scolaires.

Cependant, dans la période suivante (1998-2001), la politique du gouvernement travailliste a conduit à renforcer le nombre d'écoles « spécialisées », qui peuvent mener leur propre

<sup>8</sup> mesurée à partir de la proportion d'élèves des écoles éligibles pour un repas gratuit, éligibilité liée aux revenus des parents

politique de recrutement d’élèves (en place de la LEA), et offrir des programmes d’études spécialisés ou sélectifs (comme les *selective grammar schools*, les *foundation* ou *voluntary-aided schools*, les *specialist schools*). Autrement dit, la diversité de l’offre scolaire s’est accentuée, et dans le même temps, le nombre d’écoles disposant d’une latitude de sélection (partielle au moins) de leurs publics a augmenté. C’est cette évolution (accentuation de la « liberté de l’offre » en matière de programmation et de recrutement d’élèves) qui explique selon Gorard et ses collègues la remontée de la ségrégation scolaire entre 1998 et 2001.

Cette conclusion semble confirmée par une analyse de l’évolution de la ségrégation de type académique en Angleterre entre 1996 et 2002 dans l’enseignement secondaire réalisée par Gibbons & Telhaj (2007). Ces derniers ont analysé le degré de différences inter-écoles et de diversité intra-école à l’entrée de l’école secondaire, et montré que la ségrégation académique ne semble pas augmenter de manière globale. Néanmoins, ils ont observé de manière constante (en 1996, 1999 et 2002) une plus grande sélectivité des écoles qui ont plus de marge au niveau de l’inscription des élèves (les ‘*selective grammar schools*’), mais aussi de manière tendancielle des écoles qui soit se différencient sur le plan du curriculum, soit ont davantage de liberté au niveau de la gestion de l’établissement (par exemple les ‘*voluntary aided schools*’). Ils ont également mis à jour une réduction sensible (entre 1996 et 2002) de la diversité de niveau académique dans les écoles qui explicitement pratiquent une politique d’admission élitiste, sur la base du niveau scolaire des élèves, à savoir les ‘*selective grammar schools*’.

A l’appui du second argument relatif aux effets de la ségrégation scolaire sur les inégalités d’apprentissage et de résultats des élèves, qui seraient d’autant plus fort que l’établissement dispose d’une forte autonomie en matière de gestion interne (sur le plan de l’offre d’options, de la composition des classes, des pratiques pédagogiques), on peut avancer que les études qualitatives insistent fortement sur le fait que les logiques organisationnelles et pédagogiques internes aux écoles tendent en fait à s’ajuster et à s’adapter à leurs publics d’élèves et aux conditions d’apprentissage et de scolarisation qui dérivent de la population scolaire, ce qui tend à favoriser des inégalités d’apprentissage et de résultats.

Ainsi pour plusieurs travaux ethnographiques, la ségrégation des publics entre établissements peut renforcer les inégalités de réussite scolaire car les résultats des élèves, à caractéristiques individuelles identiques, dépendaient aussi de l’établissement qu’ils fréquentent et de son adaptation aux besoins et capacités des élèves. Ainsi, pour M. Thrupp (1999), l’effet de composition du public scolaire des établissements est susceptible d’affecter l’efficacité de l’apprentissage de trois façons : 1) l’apprentissage est influencé par un « effet de pairs » qui varie selon la composition sociale et académique des élèves de l’école (ou des classes en leur sein) 2) les programmes, buts ou styles d’enseignement tendent à être différents selon la composition sociale et académique des écoles 3) au niveau de la gestion de l’école : dans les écoles « difficiles », la direction et le staff de l’école devront passer plus de temps à la guidance et au suivi des élèves, à la gestion de la discipline et des situations de « crise », et au maintien du moral et de la motivation des enseignants. 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 G. Felouzis et ses collègues (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, les 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 ségrégés. 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. On assiste dans les collèges ségrégés à un décalage plus

important entre les notes obtenues par les élèves lors d'examens externes et les notes du contrôle continu en classe.

De même, dans la recherche européenne « Reguleduc » (Maroy, 2006), une analyse approfondie de 24 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 », notamment en relation avec leur public d'élèves et de leur « position » dans l'espace scolaire local, tous ségrégés, où ils se situaient. Ainsi, en se basant sur une distinction de Bernstein, la recherche montre que tendanciellement les écoles se rapprochent tantôt d'une logique « instrumentales » (valorisation de l'excellence académique ; programmes de haut niveau vus comme préparation de l'enseignement supérieur ; différenciation des pratiques scolaires (options, classes, enseignants) en fonction des capacités des élèves ; souci d'une relative homogénéité de la population scolaire ; discours et pratiques en faveur de l'équité marginaux) 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, seulement dans une logique de discrimination positive ; écoles « intégratives », ouvertes à l'environnement ; discours et pratiques en faveur de l'équité importants).

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. Dans ces écoles, il y a en fait une conscience claire des dynamiques liées à la position sur le marché : 1) le recrutement est sensible et peut connaître des changements 2) il peut y avoir un cercle vicieux ou vertueux entre public - réputation ou performance – et finalement le recrutement et la composition ultérieure du public de l'école.

La logique expressive est plus répandue, à l'opposé, dans les écoles dont la composition sociale de la population d'élèves est plus hétérogène et qui occupent une position intermédiaire ou inférieure dans l'espace local. Néanmoins, cette incidence de la « position dans l'espace local » sur la logique d'action de l'école, n'est pas un effet mécanique ; il est aussi fonction du projet et de l'identité narrative de l'établissement, de l'ethos de sa direction, ou de ceux de son corps enseignant. En bref, ce n'est pas seulement la « position de marché » d'une école ou son public qui influence ses orientations pédagogiques.

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 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 ex. dans l'espace anglais, 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 est liée à leurs orientations normatives et ressources cognitives, mais aussi à des capacités de pression des parents sur les écoles (par le choix ou la mobilisation)

En définitive, nous avons fait l'hypothèse que l'ampleur des effets de composition traduit ce double mécanisme, en partant du constat que tendanciellement, les études qui font apparaître un effet significatif de la composition sont des études menées dans un contexte de quasi-marché. Les études menées en France par exemple (Duru-Bellat et al., 2004) ou

aux Etats-Unis (Rumberger & Palardy, 2005) peinent à montrer des effets de composition d'une ampleur significative. L'étude de Rumberger & Palardy (2005) a mis à jour des effets de composition certes significatifs, mais d'une ampleur minime, surtout si l'on tient compte du fait que les effets mis en évidence s'étalement sur quatre années d'apprentissage des élèves. A titre de comparaison, la taille des effets mis en évidence dans la présente étude est légèrement supérieure, alors que la progression des élèves n'est prise en compte que lors d'une année scolaire. Dans le même sens, on peut noter que les effets de composition sont d'une ampleur plus importante en Nouvelle-Zélande (Lauder & al., 1999) ou en Angleterre (Lauder & al., 2007), et plus importante encore dans les contextes belges (Opdenakker & Van Damme, 2001, 2006, 2007) et néerlandais (Van der Slik & al., 2006). Il semble donc que, outre la conjonction du libre choix de l'école et d'une autonomie locale des établissements au regard de la sélection des élèves, le niveau d'autonomie des établissements dans la définition de l'offre éducative soit un paramètre important à prendre en considération.

## 5. Conclusion

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 ce texte 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 relativement 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 de l'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 de l'effet de composition au sein de différents systèmes éducatifs est affectée par l'environnement institutionnel de ces systèmes. 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, car 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, car 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 qui fréquentent un établissement.

Les arguments mobilisés dans ce texte ne permettent pas de statuer définitivement sur cette question. Face à une question particulièrement complexe, ils ont 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.

## Bibliographie

- Bae, Y., Choy, S., Geddes, C., Sable, J. & Snyder, T. (2001). *Trends in educational equity of girls and boys*. Washington, DC: US Department of Education.
- Beaud, S. (2002). *80 % au bac ... et après ? Les enfants de la démocratisation*. Paris : La Découverte.

- 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, New York, NY.
- Broccolichi, S. et van Zanten, A. (1997). Espaces de concurrence et circuits de scolarisation. L'évitement des collèges publics d'un district de la banlieue parisienne. *Les Annales de la Recherche Urbaine*, 75, 5-17.
- Burns, R.B. & Mason, D.A. (2002). Class composition and student achievement in elementary schools. *American Educational Research Journal*, 39(1), 207-233.
- Caldas, S.J. & Bankston, C.L. (1999). Multilevel examination of student, school and district-level effects on academic achievement. *Journal of Educational Research*, 93(2), 91-100.
- Chubb, J.E. & Moe, T.M. (1990). *Politics, markets and America's schools*. Washington, D.C. : The Brookings Institution.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum
- Coleman, J.S., Campbell, E.Q., Hobson, C.J., McPartland, J., Mood, A.M., Weinfeld, F.D., & York, R.L. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington: Washington D.C. : U.S. Congressional Printing Office.
- Durkheim, E. (2006 ; 1<sup>ère</sup> éd. 1922) *Education et Sociologie*, Paris : Presses universitaires de France.
- Duru-Bellat, M., Le Bastard-Landrier, S., Piquée, S. & Suchaut, B. (2004). Social school mix and the experience of high school and primary school pupils. *Revue française de Sociologie*, 45(3), 441-478.
- Entwistle, D.R. & Alexander, K.L. (1992). Summer setback. Race, poverty, school composition and mathematics achievement in the first 2 years of schools. *American Sociological Review*, 57(1), 72-84.
- Felouzis, G. (2003). Ethnical segregation at secondary schools and its consequences. *Revue Française de Sociologie*, 44(3), 413-435.
- Felouzis, G. (2005). Performances et « valeur ajoutée » des lycées : le marché scolaire fait des différences. *Revue Française de Sociologie*, 46(1), 3-36.
- Felouzis, G., Liot, F. & Perrotin, J. (2005). *L'apartheid scolaire. Enquête sur la ségrégation ethnique dans les collèges*. Paris : Le Seuil.
- Gibbons, S. & Telhaj, S. (2007). Are schools drifting apart ? Intake stratification in English secondary schools. *Urban Studies*, 44(7), 1281-1305.
- Goldstein, H. & Noden, P. (2003). Modelling social segregation. *Oxford Review of Education*, 30(3), 441-442.
- Gorard, S. (2006). Is there a school mix effect? *Educational Review*, 58(1), 87-94.
- Gorard, S., Taylor, F. & Fitz, C. (2003). *Schools, markets and choice policies*. London: Routledge
- Gorard, S. & Fitz, J. (2006). What counts as evidence in the school choice debate ? *British Educational Research Journal*, 32(6), 797-816.

Harker, R. & Tymms, P. (2004). The effects of student composition on school outcomes. *School Effectiveness and School Improvement*, 15(2), 177-199.

Lauder, H., Hugues, D., Watson, D., Waslander, S., Thrupp, M., Strathdee, R., Simiyu, I., Dupuis, A., McGlinn, J. & Hamlin, J. (1999). *Trading in futures: why markets in education don't work*. Buckingham, Philadelphia: 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>

Marsh, H.W., Trautwein, U., Lüdtke, O., Koller, O. & Baumert, J. (2005). Academic self-concept, interest, grades and standardized test scores: reciprocal effects models of causal ordering. *Child Development*, 76(2), 397-416.

Maroy, C. (2006). *Ecole, régulation et marché. Une comparaison de six espaces scolaires locaux en Europe*. Paris : Presses Universitaires de France.

Maroy, C. et van Zanten, A. (2008). Régulation et compétition entre établissements scolaires dans six espaces locaux en Europe. *Sociologie du Travail*, 49, 464-478.

Maurin, E. (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), 441-457.

Noden, P. (2000). The use of value-added information in judging school performance. *British Educational Research Journal*, 28(4), 632-633.

Noden, P. (2002). Rediscovering the impact of marketisation : dimensions of social segregation in England's secondary schools, 1994-1999. *British Journal of Sociology of Education*, 21(3), 371-390.

Oberti, M. (2007). *L'école dans la ville. Ségrégation – mixité – carte scolaire*. Paris : Presses de Sciences Po.

Opdenakker, 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, 407-432.

Opdenakker, M-C. & Van Damme, J. (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), 87-117.

Opdenakker, M-C. & Van Damme, J. (2007). Do school context, student composition and school leadership affect school practices and outcomes in secondary education ? *British Educational Research Journal*, 33(2), 179-206.

Raudenbush, S.W., Bryk, A.S. & Congdon, R.T. (2004). *HLM 6 Hierarchical linear and non-linear modelling*. 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), 1999-2045.

- Sirin, S.R. (2005). Socioeconomic status and academic achievement: a meta-analytic review of research. *Review of Educational Research*, 75(3), 417-453.
- Thrupp, M. (1999). *Schools making a difference. Let's be realistic!* Buckingham, Philadelphia: Open University Press.
- Thrupp, M. (2007). School admissions and the segregation of school intakes in New Zealand cities. *Urban Studies*, 44(7), 1393-1404.
- Thrupp, M., Lauder, H., & Robinson, T. (2002). School composition and peer effects. *International Journal of Educational Research*, 37, 483-504.
- Uguroglu, M.E. & Walberg, H.J. (1979). Motivation and achievement: a quantitative analysis. *American Educational Research Journal*, 16(4), 375-389.
- Vandenbergh, V. (1998). L'enseignement en Communauté française de Belgique: un quasi-marché. *Reflets et Perspectives de la vie économique*, XXXVI, 1, 65-75.
- Van der Slik, F.W.P., Driessen, GW & De Bot, KL (2006). Ethnic and socioeconomic class composition and language proficiency: a longitudinal multilevel examination in Dutch elementary schools. *European Sociological Review*, 22(3), 293-308.
- van Zanten, A. (2001). *Scolarité et ségrégation en banlieue*. Paris : Presses Universitaires de France.
- Walzer, M. (1983). *Spheres of justice*. New York: Basic Books.
- Zimmer, R.W. & Toma, E.F. (2000). Peer effects in private and public schools across countries. *Journal of Policy Analysis and Management*, 29(1), 75-92.
- Zwick, R., Sklar, J.C. (2005). Predicting college grades and degree completion using high school grades and SAT scores: the role of student ethnicity and first language. *American Educational Research Journal*, 42(3), 439-464.