

Effet établissement : quelles relations entre composition sociale des établissements et processus internes ?

Xavier Dumay and Vincent Dupriez

Volume 28, Number 2, 2005

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1087225ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1087225ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (print)

2368-2000 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Dumay, X. & Dupriez, V. (2005). Effet établissement : quelles relations entre composition sociale des établissements et processus internes ? *Mesure et évaluation en éducation*, 28(2), 67–92. <https://doi.org/10.7202/1087225ar>

Article abstract

In the scientific literature, two kinds of determinants have successively been proposed and opposed to explain differentiated school effectiveness: school composition and school processes. The first aim of this article is to shed light on that debate, by reviewing qualitative studies showing how managerial and pedagogical processes are connected to school composition. After that, using PISA 2000 mathematics scores, a rotation technique of multi-level models is conducted to estimate the net effect of school composition, the net effect of school processes and the joint effect of those two dimensions. Five European education systems (Flemish and French Belgium, France, Austria, Portugal) characterized by a strong between-schools variance (more than twenty per cent of the total variance of the mathematics scores) are taken into account. The results suggest that the joint effect of school composition and school processes explains a significant part of the between-schools variance. The implications of these results for empirical and theoretical status of schools and for accountability policies are then discussed.

Effet établissement : quelles relations entre composition sociale des établissements et processus internes ?

Xavier Dumay

Vincent Dupriez

Université catholique de Louvain

MOTS CLÉS : Effet établissement, modèles multi-niveaux, rotation de modèles, composition, processus pédagogiques et managériaux

Deux types de facteurs explicatifs ont successivement été avancés et opposés dans la documentation scientifique pour expliquer le différentiel d'efficacité produit par les établissements scolaires : la composition de l'établissement et les processus internes à celui-ci. Le premier objectif de cet article est d'élucider la teneur de ce débat, en s'appuyant sur une vague d'études qualitatives récentes qui montrent que les processus managériaux et pédagogiques s'articulent à la composition sociale des établissements scolaires. Exploitant ensuite les scores en mathématiques récoltés dans le cadre de PISA 2000, une technique de rotation des modèles d'analyse multi-niveaux est proposée afin d'estimer l'intensité de l'effet net de la composition, de l'effet net des processus internes et de l'effet joint de ces deux dimensions. L'analyse porte sur cinq systèmes éducatifs européens (Communauté flamande de Belgique, Communauté française de Belgique, France, Autriche, Portugal) caractérisés par une forte variation de résultats entre établissements scolaires (plus de vingt pour cent de la variance totale des scores en mathématiques). Les résultats suggèrent que l'articulation des processus internes et de la composition des établissements scolaires est une dimension explicative importante des différences entre établissements scolaires. Les implications des résultats concernant le statut théorique et empirique de l'établissement scolaire, d'une part, et les politiques de responsabilisation des établissements, d'autre part, sont enfin discutées.

KEY WORDS : School effect, multi-level modelling, models rotation, composition, pedagogical and managerial processes

In the scientific literature, two kinds of determinants have successively been proposed and opposed to explain differentiated school effectiveness : school composition and school processes. The first aim of this article is to shed light on

that debate, by reviewing qualitative studies showing how managerial and pedagogical processes are connected to school composition. After that, using PISA 2000 mathematics scores, a rotation technique of multi-level models is conducted to estimate the net effect of school composition, the net effect of school processes and the joint effect of those two dimensions. Five European education systems (Flemish and French Belgium, France, Austria, Portugal) characterized by a strong between-schools variance (more than twenty per cent of the total variance of the mathematics scores) are taken into account. The results suggest that the joint effect of school composition and school processes explains a significant part of the between-schools variance. The implications of these results for empirical and theoretical status of schools and for accountability policies are then discussed.

PALAVRAS-CHAVE: Efeito estabelecimento, modelos multi-níveis, rotação de modelos, composição, processos pedagógicos e manageriais

Dois tipos de factores explicativos foram sucessivamente avançados e opostos na documentação científica para explicar o diferencial de eficácia produzido pelos estabelecimentos escolares: a composição do estabelecimento e os seus processos internos. O primeiro objectivo deste artigo é o de elucidar o teor deste debate, apoiando-se numa vaga de estudos qualitativos recentes, que mostram que os processos manageriais e pedagógicos se articulam com a composição social dos estabelecimentos escolares. Explorando em seguida os scores em matemática recolhidos no quadro do PISA 2000, é proposta uma técnica de rotação dos modelos de análise multi-níveis, para calcular a intensidade do efeito puro da composição, do efeito puro dos processos internos e do efeito conjunto destas duas dimensões. A análise incide sobre cinco sistemas educativos europeus (Comunidade flamenga da Bélgica, Comunidade francesa da Bélgica, França, Austria, Portugal) caracterizadas por uma forte variação de resultados entre estabelecimentos escolares (mais de vinte por cento da variância total dos scores em matemática). Os resultados sugerem que a articulação dos processos internos e da composição dos estabelecimentos escolares é uma importante dimensão explicativa das diferenças entre estabelecimentos escolares. As implicações dos resultados no que diz respeito ao estatuto teórico e empírico do estabelecimento escolar, por um lado, e as políticas de responsabilização dos estabelecimentos, por outro, são também discutidas.

Note des auteurs : Cette recherche a bénéficié d'un soutien financier de la convention ARC n° 02-07/279. Nous remercions également Vincent Vandenberghe, Fabio Waltenberg, Marianne Frenay et Aletta Grisay pour leurs commentaires quant à des versions antérieures de ce texte. – Xavier Dumay (Xavier.Dumay@psp.ucl.ac.be) est chercheur en psychologie à l'Université catholique de Louvain. Vincent Dupriez (Vincent.Dupriez@psp.ucl.ac.be) est professeur de sciences de l'éducation dans cette même université. Tous deux conduisent leurs travaux de recherche dans le cadre du Girsef.

Introduction

De nombreuses recherches en sociologie et en sciences de l'éducation tentent, depuis plusieurs décennies, d'évaluer la nature et l'ampleur d'un effet spécifique des établissements scolaires sur les acquis scolaires des élèves. Mobilisés autour du courant de la *School effectiveness research (SER)*, de nombreux chercheurs ont multiplié les études empiriques, de type corrélationnel, afin de préciser la contribution des établissements à la formation des élèves, après avoir contrôlé les caractéristiques individuelles des élèves fréquentant ces établissements. Aujourd'hui, un certain nombre de résultats de recherche se dégagent de cette documentation : non seulement, les établissements semblent effectivement peser sur la qualité et la quantité des apprentissages, mais un certain nombre de caractéristiques des établissements efficaces ont été établies. Parmi celles-ci, relevons l'importance d'un leadership pédagogique, d'un travail coopératif entre enseignants, du temps réellement consacré à l'apprentissage (*time on task*) et des attentes élevées vis-à-vis des élèves (Bosker, 1994; Scheerens, 1997; Teddlie & Reynolds, 2000).

Depuis quelques années, plusieurs travaux remettent cependant en question les acquis de la *SER*. Le principal argument apporté ne remet pas en cause la capacité des établissements à «faire la différence», mais considère que la capacité différenciée des établissements à faire acquérir des connaissances ne repose pas tant sur les processus organisationnels et pédagogiques internes, mais plutôt sur les caractéristiques agrégées de la population de l'établissement. Autrement dit, il s'agirait fondamentalement d'un effet lié à la composition de l'établissement.

L'objectif de cet article est, dans un premier temps, d'élucider la teneur et la signification d'une telle discussion, en soulignant les enjeux méthodologiques du débat. Mais la thèse majeure de cet article, que nous articulons à des études ethnographiques récentes, est de plaider pour une analyse de l'effet joint de la composition et des processus. Dans ce sens, nous suggérons que les processus organisationnels et pédagogiques observés dans les établissements ne sont pas indépendants de la composition de ces derniers, et que l'articulation de ces deux paramètres explique une part importante des différences entre établissements scolaires. Après avoir clarifié le cadre de cette hypothèse, nous produisons une analyse secondaire des données de PISA 2000 relative à cinq systèmes scolaires européens, en veillant à distinguer les effets nets et l'effet joint des variables de processus et de composition. Une technique de rotation des modèles d'analyse multi-niveaux (Grisay, 1999) est proposée à cette fin.

La nature de l'effet établissement : état d'un débat polarisé

Dans une perspective historique, le rapport Coleman (Coleman et al., 1966) apparaît comme une des premières recherches d'envergure menée dans le but d'établir les facteurs de la réussite scolaire. Plus particulièrement, cette vaste enquête américaine visait à faire le point sur l'influence de la couleur de peau et de la religion comme facteurs d'inégalité face à l'école. Près de 650 000 élèves de l'enseignement primaire et secondaire, appartenant à plus de 4 000 écoles, ont ainsi été soumis à des tests de performance en compréhension à la lecture, en mathématiques et en culture générale. Des données complémentaires ont été recueillies par rapport au milieu familial des élèves, à leurs enseignants et à des caractéristiques objectives de l'école (nombre d'élèves, ressources disponibles, etc.). L'hypothèse sous-jacente à la commande politique de la recherche était que les inégalités de résultats produites spécifiquement par les établissements scolaires étaient conditionnées par les écarts de ressources et de financement entre établissements. Pourtant, les conclusions de Coleman n'ont pas abondé dans le sens de l'hypothèse posée. L'auteur conclut en effet que les principaux déterminants des différences de performances scolaires sont les caractéristiques familiales des élèves, en particulier les appartenances ethniques et sociales, et que le mode de composition et de ségrégation des publics scolaires dans les établissements est la principale source d'inégalités de résultats à l'échelle de l'établissement scolaire. En ce sens, Coleman dissocie un impact individuel et collectif des caractéristiques des élèves sur les différences de performances entre établissements scolaires. Et il considère qu'à chacun de ces deux niveaux d'analyse, cette variable a un effet significatif.

C'est clairement à l'encontre de la thèse défendue par le rapport Coleman que s'inscrivent les hypothèses de recherche de la *SER*. Ces travaux considèrent que les pratiques organisationnelles et pédagogiques adoptées au sein des établissements peuvent faire la différence et que, si leur effet n'apparaît pas dans le rapport Coleman, c'est parce qu'elles n'ont pas été appréhendées et mesurées de manière adéquate. Dans cette perspective, les chercheurs se sont dotés progressivement d'outils de travail permettant de saisir avec davantage de précision, dans des études à grande échelle, les caractéristiques relatives au leadership dans l'établissement, aux modes de travail et de coopération entre enseignants, au climat de l'établissement et aux pratiques pédagogiques dans les classes. L'objet d'attention majeur ne porte donc plus sur la composition de

l'établissement, mais sur les processus adoptés en son sein. Dans les travaux les plus significatifs issus de ce courant, les caractéristiques agrégées de la population des établissements sont bien prises en compte, mais au rang de covariables (Scheerens, 1990 et 1997) ou de variables de contrôle (Raudenbush & Wilms, 1995).

Ce statut de variable de contrôle octroyé aux indices de composition de l'établissement fait clairement apparaître le déplacement de priorité. De l'étude de l'effet de composition, la recherche s'est déplacée à une étude des «bonnes pratiques professionnelles» en n'accordant que très peu d'importance à l'articulation de ces paramètres. Par ailleurs, l'effet établissement tel qu'il est appréhendé dans ces études, correspond *stricto sensu* à une analyse de l'effet spécifique des processus internes, après avoir neutralisé l'effet des caractéristiques tant individuelles qu'agrégées des élèves. Ce mode d'appréhension de l'effet établissement, tel qu'il est classiquement réalisé dans les études de type *SER*, soulève dès lors deux questions. D'une part, analyser l'impact des pratiques internes après avoir contrôlé l'effet de la composition mène à une sous-estimation de l'influence réelle des établissements sur la progression des élèves, dans la mesure où on a écarté une source importante d'influence. D'autre part, et surtout, ce mode de travail suppose implicitement que l'on peut dissocier l'influence de la composition et des pratiques internes et ne permet pas d'étudier l'articulation entre ces variables.

Attentives à cette critique, certaines recherches quantitatives ont dès lors tenté de répondre à la question suivante : quelles sont les parts *respectives* de l'effet établissement attribuables aux processus (organisationnels et pédagogiques principalement) et à la composition (ou au *school mix*) de l'établissement, étant entendu que l'effet de composition peut être défini comme «the effects of the aggregate characteristic of a students group on a student's learning outcomes over and above the effects on learning associated with that student's individual characteristics¹» (Wilkinson, 2002, p. 397). Dans une récente revue de la documentation relative à cette question, Thrupp, Lauder et Robinson (2002) font état de conclusions pas toujours convergentes relatives au poids de l'effet de composition, mais concluent cependant que «la somme des études passées en revue suggèrent la présence d'un tel effet» (Thrupp, Lauder & Robinson, 2002, p. 496). Toutefois, ces auteurs ne considèrent pas l'absence de consensus relatif à la présence de l'effet de composition comme une mise en doute éventuelle de son existence, mais attribuent davantage celle-ci à l'absence de cohérence méthodologique dans les études qui visent à mesurer l'ampleur d'un tel effet.

La place et la signification des variables de composition

Face à cette polarisation de l'analyse, mettant l'accent tantôt sur la composition des établissements et tantôt sur le travail des équipes pédagogiques, il nous paraît pertinent de faire le point sur des études qualitatives de nature ethnographique qui, choisissant d'appréhender le monde social dans toute sa complexité, n'ont pas aussi lourdement dissocié ces deux facettes de la réalité des établissements.

Thrupp (1999) notamment a mené une investigation qualitative et comparative dans quatre établissements scolaires contrastés sur la base de leur composition, afin d'élucider les mécanismes explicatifs de l'effet de composition. Les établissements scolaires étaient tous situés dans la ville de Wellington, en Nouvelle-Zélande. L'argument central de cet auteur était que l'effet de composition sur les résultats d'élèves n'est pas un effet direct, mais un effet médié par des processus organisationnels, pédagogiques et psychosociaux, voire un effet combiné des trois effets médiateurs. Le schéma d'analyse retenu se calquait sur le mode de raisonnement à l'origine des analyses multi-niveaux. En effet, les observations et les entretiens étaient menés avec des élèves associés sur la base de leur statut socioéconomique, de leur sexe, du diplôme de leurs parents et de leur parcours scolaire, de manière à pouvoir interpréter les différences de processus sous l'angle des différences de composition d'établissement scolaire. Les modes de récoltes de données étaient multiples : observations et entretiens ouverts avec les étudiants de l'échantillon et leurs groupes d'amis, questionnaires et interviews non-directives de groupes d'enseignants, analyse de documents d'établissement et comparaison d'évaluations reçues par les élèves sur la base de travaux de classe. Les données récoltées caractérisaient tant l'établissement scolaire que les classes. De manière générale, les résultats des investigations appuient l'hypothèse de l'auteur, puisqu'une somme de processus paraît se différencier en fonction des caractéristiques moyennes de la population de l'établissement scolaire. Sur les plans pédagogique et instructionnel, les établissements plus favorisés semblent offrir un programme de cours plus conséquent, proposer davantage d'activités extracurriculaires, bénéficier d'enseignants plus motivés et qualifiés, et confronter leurs étudiants à des évaluations plus exigeantes. Sur le plan organisationnel, les établissements plus défavorisés paraissent devoir et pouvoir davantage réguler des problèmes de discipline, avoir plus de difficultés à mettre en place des routines de gestion, et bénéficier de moins de ressources. Enfin, il semble que les élèves fréquentant un établissement favorisé rapportent avoir de plus hauts

objectifs académiques et professionnels, avoir expérimenté plus de réussites scolaires, et être peu absents et peu impliqués dans des conflits à l'école. L'effet de composition semble donc résulter de la combinaison d'effets mineurs. Pris toutefois dans leur globalité, ces effets expliquent de manière significative en quoi l'effet de composition est un effet indirect qui conditionne le management de l'établissement scolaire, la qualité et la quantité de l'instruction, et les représentations que les élèves ont d'eux-mêmes dans le contexte scolaire.

Van Zanten (2001) a pour sa part fait la synthèse d'un ensemble d'études à caractère ethnographique visant à analyser en profondeur les dynamiques sociales qui se construisent au sein d'un site scolaire spécifique, à savoir les écoles de la périphérie parisienne. Ces écoles concentrent un large public défavorisé, tant sur le plan scolaire que social. L'objectif de ces études est la mise à jour de logiques d'action locales comme élément d'explication des effets des processus ségrégatifs. L'hypothèse centrale de son investigation est que les processus scolaires que l'on peut observer dans un établissement donné sont des recontextualisations spécifiques des directives du centre qui intègrent les configurations locales particulières.

Le travail de van Zanten est particulièrement intéressant pour saisir les modes de construction des normes professionnelles des enseignants. À ce propos, l'auteure montre que la socialisation professionnelle des enseignants peut non seulement être considérée comme un processus qui se joue dans l'interaction avec les élèves, mais également être l'objet d'une construction collective à l'intérieur des établissements. Ces deux voies de développement professionnel des enseignants concourent à une contextualisation des normes professionnelles, à tel point que certains enseignants ne se voient plus enseigner dans d'autres contextes sociaux que celui dans lequel ils se sont développés en tant qu'enseignants. L'analyse du processus individuel de socialisation montre comment les représentations, mais aussi les pratiques professionnelles des enseignants, évoluent en lien avec les relations nouées avec les élèves en fonction des contextes d'enseignement. Dans les établissements défavorisés, il apparaît que les élèves sont au centre de l'activité professionnelle, dans la mesure où la distance entre ce qu'ils sont et les attentes des enseignants en matière de normes éducatives et d'acquis cognitifs oblige ces derniers à entreprendre une révision fondamentale des représentations et des modes d'exercices forgés dans la formation initiale ou dans une expérience professionnelle antérieure. Ces enseignants adoptent ainsi des éthiques contextualisées visant à valoriser le travail auprès des élèves les plus défavorisés et à donner un sens à leur engagement, même si celui-ci ne correspond plus à la définition traditionnelle du métier.

Dans une veine de recherches similaire à celle de van Zanten, Lupton (2004) a entrepris en Angleterre une démarche qui visait à élargir la définition des dimensions contextuelles à la localisation de l'établissement, à la composition ethnique et au statut de l'école (*comprehensive vs modern School*) afin de comprendre comment les processus varient en fonction de ces éléments de contexte. Pour cela, quatre établissements scolaires ont fait l'objet d'analyses multiples, basées sur des entretiens et des observations. Deux de ces établissements étaient situés en ville, dans des quartiers peu aisés, habités en majorité par des minorités ethniques. Deux autres étaient localisés à l'écart d'une ville d'envergure, dans des quartiers ouvriers où les taux de chômage sont largement plus élevés que la moyenne. Il ressort de ces investigations que les difficultés rencontrées par le personnel éducatif de ces quatre établissements sont en partie similaires et en partie différentes, et que la nature de ces difficultés paraît pouvoir s'interpréter comme des différences contextuelles isolées en début d'analyse. Ainsi, les caractéristiques des élèves, mais également les attitudes et les cultures des familles, semblent varier en fonction de la composition ethnique de l'école et de sa localisation géographique. Dans les établissements urbains accueillant une part importante d'élèves étrangers, la langue parlée à la maison diffère de la langue apprise à l'école, et les élèves sont régulièrement engagés dans des activités de traduction et d'aide pour leurs parents, qui empiètent sur leur temps de travail scolaire. Les enfants du pays scolarisés en milieu rural dans des zones défavorisées paraissent par contre davantage souffrir d'un manque d'attention et de difficultés d'ordre émotionnel et comportemental, liées notamment à l'absence ou à l'inconsistance des règles domestiques.

Dans une deuxième phase d'analyse, Lupton a traité des réponses pédagogiques et organisationnelles proposées par les quatre établissements scolaires. Le constat empirique est identique. Dans les quatre établissements scolaires, des adaptations au public accueilli sont menées dans les domaines suivants : longueur des leçons, taille des classes, classes de niveau, rattrapage, gestion des comportements, activités extracurriculaires, etc. Ceux-ci se distinguent néanmoins dans la manière de mettre en œuvre ces pratiques, soulignant d'emblée la complexité des liens qui se tissent entre contexte et organisation interne. Il semble en effet que les acteurs pédagogiques, directeurs et enseignants, exercent leur liberté dans la construction de leurs actions et des représentations du monde professionnel dans lequel ils évoluent. Lupton attire toutefois l'attention sur le fait que certains contextes défavorables sont plus appropriés que d'autres à la mise en place de pratiques efficaces. Elle met

ainsi en évidence que les écoles défavorisées caractérisées par une forte concentration ethnique paraissent rencontrer moins de difficultés à gérer efficacement l'apprentissage de leurs élèves que les écoles composées pour l'essentiel d'élèves issus des classes sociales ouvrières.

Force est de constater, à la suite de ces études qualitatives, que du crédit peut être accordé à l'hypothèse que les processus managériaux et pédagogiques observés dans les établissements scolaires sont dépendants du public qui les compose. La qualité et la quantité de l'instruction sont affectées par les aspirations et le niveau académique effectif des élèves; le management de l'établissement est conditionné, dans les écoles défavorisées, par la difficulté d'amorcer des routines de gestion efficaces et par l'absence des ressources adéquates. Il apparaît néanmoins, notamment dans les études de van Zanten (2001) et de Lupton (2004), que cette adaptation des processus n'est pas directe, et que le poids du contexte mérite d'être considéré simultanément comme une contrainte et comme une ressource.

Hypothèses et modèles d'analyse

Ces différentes études qualitatives font ainsi ressortir à quel point, dans des écoles à la population défavorisée en particulier, des relations étroites existent entre les caractéristiques de la composition scolaire et les processus pédagogiques et organisationnels au sein de l'établissement. Dans cet ordre d'idées, plutôt que d'opposer les influences respectives des processus internes et de la composition de l'établissement, nous proposons d'investiguer la part de variance entre établissements scolaires, qui s'explique par un effet joint des processus et de la composition des établissements. Notre hypothèse est que l'effet joint de ces deux facteurs est un élément important d'explication des différences entre établissements scolaires, ce qui signifie qu'il existe une articulation étroite entre ces deux paramètres et qu'une part significative de l'effet établissement repose sur cette articulation, ne pouvant dès lors être attribuée à l'un des facteurs traités isolément. Dans cette perspective, il s'agit de décomposer l'effet établissement, à savoir les différences de performances entre établissements qui ne peuvent pas être attribuées à des différences individuelles entre élèves, entre un effet net des processus, un effet net de la composition et un effet joint de ces deux facteurs (*cf.* figure 1).

Considérant la structure emboîtée des données et la nécessité d'isoler les effets nets et joint des processus et de la composition, une succession de modèles³ d'analyse multi-niveaux (*Hierarchical linear models*, voir Bryk & Raudenbush, 1992) ont été retenus, comprenant respectivement le niveau élève et le niveau établissement scolaire.

- Premièrement, un modèle vide, c'est-à-dire sans prédicteurs, a été analysé. Ce modèle visait à estimer quelle est la part de la variance totale des scores en mathématiques correspondant à des différences inter-individuelles et inter-établissements. Sur cette base ont été exclus des analyses suivantes les pays au sein desquels la variabilité inter-établissements représente moins de vingt pour cent de la variance totale.
- Dans le second modèle, seules les caractéristiques individuelles ont été introduites comme prédicteurs.
- Dans le troisième modèle, les caractéristiques individuelles ainsi que les variables de composition ont été introduites.
- Le quatrième modèle d'analyse comprenait les caractéristiques individuelles et les variables de processus.
- Enfin, un modèle (modèle complet) avec les caractéristiques individuelles, les variables de processus et les variables de composition a été retenu.

Une technique de rotation des modèles (voir Grisay, 1999) était alors appliquée de manière à calculer les effets nets et joint de la composition et des processus. L'effet net de la composition a été calculé en retranchant de la part de variance inter-établissements expliquée par le modèle complet la part de variance inter-établissements expliquée par le quatrième modèle. L'effet net des processus a été calculé en retranchant de la part de variance inter-établissements expliquée par le modèle complet la part de variance inter-établissements expliquée par le troisième modèle. Enfin, l'effet joint de la composition et des processus a été obtenu en retranchant de la part de variance inter-établissements expliquée par le modèle complet la part de variance inter-établissements associée aux deux effets nets et aux variables individuelles.

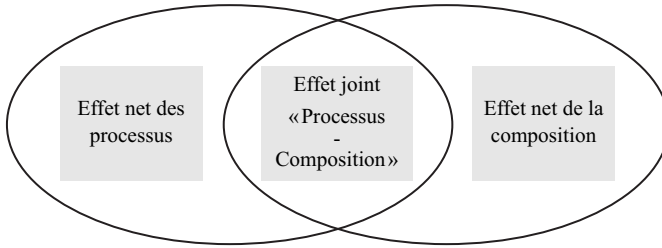


Figure 1. *Modèle d'analyse : décomposition de la variance inter-établissements en un effet joint de la composition d'établissement et des processus, et en un effet net de ces deux paramètres*

Données et échantillons

Les résultats présentés dans cette recherche sont issus d'analyses menées à partir de la base de données PISA, produite en 2000 par l'OCDE. PISA – *Program for International Student Assessment* – est une enquête internationale menée à travers un large ensemble de pays industrialisés dont la plupart sont membres de l'OCDE. Elle a principalement pour objectif d'évaluer le niveau de compétences en lecture, en mathématiques et en sciences d'élèves de 15 ans (fin de l'enseignement de fondement) au moyen de questionnaires standardisés. En parallèle sont récoltées des données qui permettent de construire des «profils» établissement et élève. Des variables de type pédagogique et organisationnel qualifient les établissements; les élèves sont caractérisés par des variables socioéconomiques et socioculturelles.

La variable dépendante de notre étude est le score de compétences en mathématiques. Le choix du score en mathématiques comme variable dépendante est justifié par la sensibilité importante aux facteurs scolaires des apprentissages en mathématiques (voir Opdenakker, Van Damme, De Fraine, Van Landeghem & Onghena, 2002), étant donné la moindre emprise des familles sur ceux-ci.

Plusieurs variables caractérisant le *background* socioculturel des élèves ont été intégrées dans l'analyse. Ces variables étaient de deux types. D'une part, des indices mesurés directement, comme le diplôme de la mère⁴, le niveau socioéconomique (après avoir été centré et réduit)⁵ le plus élevé d'un des deux parents d'élèves, et le sexe. D'autre part, des indices qui ont fait l'objet d'une construction *a posteriori*, à partir des réponses obtenues aux items d'un questionnaire répondu par l'ensemble des élèves de l'échantillon européen de

PISA en mathématiques. Cette construction *a posteriori* consistait à entrer les échelles de communication culturelle, de communication sociale, d'activités culturelles familiales, de richesses familiales, de ressources éducationnelles et de possessions culturelles familiales dans une analyse en composantes principales, avec rotation VARIMAX⁶. Il ressort de cette analyse une structure bifactorielle explicative de 54% de la variance totale des échelles de *background* socioéconomique et socioculturel citées ci-dessus. Le premier facteur est saturé par les échelles de communication sociale et culturelle, d'activités et de biens culturels. Ce facteur, qui a une consistance interne satisfaisante ($\alpha = 0,63$), semble être le reflet d'une culture familiale distincte des richesses et possessions des familles. En effet, le deuxième facteur, saturé par les échelles de richesses familiales et de ressources éducationnelles, paraît s'assimiler davantage à une dimension purement qualificative du niveau socioéconomique familial. Ce facteur se distingue néanmoins du score de niveau socioéconomique calculé sur la base du métier des parents ($r = 0,342$), ce qui a été contrôlé afin d'éviter un problème de multicollinéarité.

Par ailleurs, afin de pallier une lacune majeure de la base de données Pisa 2000, à savoir l'absence d'une mesure initiale de performances des élèves, le retard scolaire des élèves a été introduit comme paramètre individuel supplémentaire. Le retard scolaire est ainsi appréhendé comme une approximation relativement fiable du niveau académique des élèves et de leur trajectoire scolaire.

Les variables de composition du public scolaire étaient construites par agrégation des scores individuels (diplôme de la mère, niveau socioéconomique familial, culture et possessions familiales), excepté pour les variables sexe et retard scolaire⁷. Un score de niveau socioéconomique et socioculturel moyen, de cultures et de possessions familiales moyennes a donc été constitué pour chaque établissement scolaire de l'échantillon.

Les variables de processus scolaires se distinguaient en fonction de la nature de ceux-ci, managériaux d'une part, et pédagogiques d'autre part. La source des perceptions était elle-même double. Des scores factoriels traitaient des perceptions de ces processus par les élèves, d'autres scores factoriels synthétisaient les perceptions de ceux-ci par les chefs d'établissement. Les scores factoriels traitant des perceptions des élèves étaient, sur le plan pédagogique, le support enseignant perçu, la pression à l'apprentissage, le climat de discipline en classe, la qualité de la relation enseignant-élève. Les scores factoriels traitant des processus perçus par les directeurs d'établissement étaient, sur le

plan organisationnel, l'autonomie de l'établissement dans les prises de décisions et la participation des enseignants aux prises de décisions dans l'établissement, et sur le plan pédagogique, les comportements perçus des enseignants et des élèves en classe, ainsi que le moral et l'engagement de ces enseignants. Notons que les processus mesurés par l'enquête PISA 2000 se distinguent assez fortement des processus classiquement investigués par la *SER* (Scheerens, 1997; Bosker, 1994; Teddlie & Reynolds, 2000), et que, dès lors, la comparaison des résultats de la présente étude avec les résultats des études menées dans le cadre de la *SER* est rendue difficile.

D'emblée, seuls les pays de l'Union européenne⁸ (au 1^{er} janvier 2004) ont été retenus, afin d'éviter des difficultés d'interprétation liées à la structure socioéconomique fortement différenciée des pays représentés dans la base de données PISA 2000. La comparaison internationale était retenue dans le but de tester la solidité de l'hypothèse d'un effet joint de la composition d'établissement et des processus, en examinant la nature et la taille de cet effet dans plusieurs pays, et non dans le but de rapporter les différences de résultats par pays à des différences de politiques éducatives. En outre, dans chacun des systèmes scolaires analysés, tous les établissements de l'échantillon comportant moins de dix élèves ont été retirés de l'analyse. Cette démarche se justifiait par la recherche d'une comparabilité inter-établissements suffisamment fiable.

Résultats

Modèle vide

Pour rappel, le modèle vide visait à décomposer la part de variance totale des scores en mathématiques qui est liée d'une part à des différences inter-individuelles, et d'autre part à des différences inter-établissements. Les résultats de ce modèle (voir le tableau 1) permettent de mettre en évidence qu'une grande disparité existe entre les pays européens au regard de la part de variance totale des scores en mathématiques associée à des différences entre les établissements scolaires. C'est en Communauté française de Belgique que la part de variance totale correspondant aux différences entre les établissements scolaires se révèle être la plus conséquente. En effet, plus de quarante pour cent de la variance totale des scores en mathématiques des élèves de la Communauté française semble liée à l'établissement fréquenté. Cette part de variance expliquée par les différences inter-établissements apparaît également haute (supérieure à vingt pour cent de la variance totale) dans d'autres systèmes

éducatifs, comme l'Allemagne, la France⁹, la Grèce, l'Italie, la Communauté flamande de Belgique, l'Autriche, la Suisse, le Luxembourg¹⁰ et le Portugal. À l'opposé, les différences de scores dans les systèmes éducatifs nordiques, mais aussi en Irlande, en Espagne, et en Angleterre, paraissent peu liées à des différences propres aux établissements scolaires. Il serait intéressant de mettre en relation ces variations de résultats avec les caractéristiques des systèmes éducatifs en vigueur dans ces pays. Ce n'est cependant pas l'objectif de ce texte et nous nous contentons, à ce stade, de constater que les contextes nationaux constituent en réalité un niveau de contexte à part entière dont il importe de tenir compte pour interpréter avec justesse les résultats des analyses suivantes.

Pour la suite du travail, nous avons exclu de l'analyse les pays où la variabilité inter-établissements représente moins de vingt pour cent de la variance totale des scores, dans la mesure où il nous semblait peu pertinent de décomposer une variance (inter-établissements) représentant elle-même une variation mineure des scores analysés. Les systèmes éducatifs nordiques, mais aussi l'Irlande, l'Espagne, et l'Angleterre, ont donc été exclus des analyses suivantes.

Considérant enfin un autre critère, à savoir l'intensité du recours au redoublement comme mode de gestion des parcours scolaires, nous avons estimé que le retard scolaire ne pouvait apparaître comme une approximation du parcours scolaire antérieur des élèves que dans les pays où un usage plus ou moins intensif du redoublement était effectué. Seuls les pays où le retard scolaire à 15 ans (Communauté flamande, Communauté française, France, Portugal et Autriche) concerne plus de vingt pour cent des élèves ont donc été sélectionnés en vue des analyses suivantes.

Tableau 1
Résultats (modèle vide) : Variance inter-établissements et inter-individus

| <i>Pays</i> | <i>Part de variance inter-individus</i> | <i>Part de variance inter-établissements</i> |
|----------------------------------|---|--|
| Communauté française de Belgique | 59,13 | 40,87 |
| Allemagne | 66,02 | 33,98 |
| France | 68,68 | 31,32 |
| Grèce | 69,10 | 30,60 |
| Italie | 69,87 | 30,13 |
| Communauté flamande de Belgique | 72,52 | 27,48 |
| Autriche | 72,99 | 27,01 |
| Suisse | 74,14 | 25,86 |
| Luxembourg | 77,51 | 22,49 |
| Portugal | 78,47 | 21,53 |
| Angleterre | 82,47 | 17,53 |
| Espagne | 83,32 | 16,68 |
| Irlande | 92,29 | 7,71 |
| Danemark | 93,86 | 6,14 |
| Norvège | 94,37 | 5,63 |
| Suède | 95,42 | 4,58 |
| Finlande | 98,21 | 1,79 |

Parts de variance inter-établissements associées à un effet net des processus, à un effet net de la composition et à un effet joint de ces deux paramètres

Une succession de modèles d'analyse multi-niveaux¹¹ a ensuite été établie afin de dissocier la part de variance inter-établissements correspondant respectivement à un effet net de la composition d'établissement, à un effet net des processus internes et à un effet joint de ces deux types de paramètres. Après rotation des modèles, il ressort de ces analyses qu'en moyenne (voir le tableau 2), au sein des pays européens où la part de variance inter-établissements représente plus de vingt pour cent de la variance totale des scores en mathématiques, et dont le recours au redoublement est relativement intensif, l'effet joint des processus et de la composition d'établissement explique sept pour cent de la variance inter-établissements. L'hypothèse centrale de notre argumentation semble donc confortée par les analyses multi-niveaux menées

sur la base d'une comparaison internationale. En effet, l'articulation des paramètres de processus internes et de composition sociale des établissements paraît constituer un élément significatif d'explication des différences entre établissements scolaires, au-delà de la part de variance inter-établissements associée à un effet de ces deux paramètres pris isolément.

Tableau 2

Parts de variance inter-établissements expliquées par des variables individuelles, par un effet net des processus, un effet net de la composition et un effet joint de ces deux paramètres

| | <i>Processus (effet net)</i> | <i>Composition (effet net)</i> | <i>Processus *Composition</i> | <i>Variables individuelles</i> |
|---|----------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
| Communauté flamande ($N_1 = 1773$; $N_2 = 112$) | 7 | 11 | 20 | 38 |
| Communauté française ($N_1 = 1035$; $N_2 = 71$) | 0 | 26 | 8 | 44 |
| France ($N_1 = 1773$; $N_2 = 128$) | 1 | 1 | 1 | 90 |
| Autriche ($N_1 = 1725$; $N_2 = 122$) | 11 | 17 | 5 | 28 |
| Portugal ($N_1 = 2076$; $N_2 = 131$) | 9 | 16 | 2 | 43 |
| Moyenne* (5 pays) | 5,6 | 14,2 | 7,2 | 48,6 |

N_1 = nombre total d'élèves par échantillon national.

N_2 = nombre d'établissements par échantillon national.

*: Moyenne non pondérée.

Ce résultat mérite toutefois d'être considéré avec réserve et prudence. En effet, il semble que l'ampleur totale et relative (par rapport à l'ampleur des deux effets nets) de l'effet joint varie fortement d'un système éducatif à l'autre. Ainsi, en Communauté flamande de Belgique, la part de variance inter-établissements associée à un effet joint de la composition sociale et des processus internes est de l'ordre de vingt pour cent, et supérieure à la part de variance associée aux deux effets nets, tandis que celle-ci n'excède jamais dix pour cent dans trois autres systèmes éducatifs analysés et est inférieure aux effets nets de ces deux paramètres explicatifs¹².

Ce résultat est néanmoins fort intéressant au regard de la problématique qui nous occupe, puisqu'il souligne à quel point les dimensions processuelles et contextuelles (de composition) sont imbriquées l'une dans l'autre. Il convient donc non seulement de considérer l'effet de composition comme un effet direct, car quatorze pour cent de la variabilité inter-établissements est associée, en moyenne, à un effet net, ou spécifique, de la composition sociale des établissements scolaires, mais également comme un effet indirect, ou médié, étant donné la part de variance inter-établissements associée à un effet «joint» de la composition. Cette thèse rejoint l'hypothèse posée par Thrupp (1999) quant aux modes d'action de l'effet de composition. Pour rappel, cet auteur avançait l'hypothèse selon laquelle l'effet de composition est un effet médié par des processus organisationnels, pédagogiques et psychosociaux, voire un effet médié de ces trois catégories de processus. L'effet de composition serait donc plus qu'un effet de pairs au sens strict du terme, à savoir «des influences normatives et comparatives du groupe de référence, des interactions entre étudiants, et de certaines dynamiques d'instruction liées à des cycles d'influence réciproques entre enseignants et élèves qui contribuent à la socialisation de ces derniers» (Wilkinson, 2002, p. 397), dans le sens où la composition des établissements scolaires semble également conditionner des dimensions managériales et instructionnelles au sein des établissements.

Ces résultats renforcent aussi l'importance d'une compréhension plus fine des mécanismes de contextualisation des processus scolaires, puisqu'une part de l'effet des processus scolaires paraît s'assimiler à un effet de processus contextualisés au regard de la composition des établissements scolaires. L'effet net (ou direct) des processus n'est, en moyenne, que de cinq pour cent, bien que l'intensité de cet effet soit davantage marquée au sein des systèmes éducatifs portugais et autrichien.

Discussion

Nombre d'études qualitatives ont souligné, par le biais d'approches de type ethnographique, à quel point les processus scolaires, qu'ils soient de nature managériale ou pédagogique, sont liés à la composition sociale des classes et des établissements scolaires. Sur le plan quantitatif, ces constats se traduisent sous la forme de l'hypothèse selon laquelle les différences entre établissements scolaires s'expliquent non seulement par un effet net des processus et de la composition d'établissement, mais également par un effet joint, ou articulé, de ces deux types de paramètres. Les résultats des analyses multi-niveaux

successives des scores de mathématiques récoltés dans le cadre de PISA 2000 ont contribué à donner du poids à cette hypothèse. Celles-ci ont en effet permis de montrer que l'articulation des processus internes et de la composition des établissements scolaires est une dimension explicative importante des différences entre établissements scolaires. Il semble dès lors que, d'une part, les processus propres aux établissements scolaires ne soient pas indépendants du contexte social dans lequel ils sont mis en œuvre, et que, d'autre part, il soit pertinent de dépasser l'opposition entre composition et processus comme éléments respectifs et exclusifs d'explication des différences entre établissements scolaires, afin de comprendre en quoi l'articulation de ces deux paramètres conditionnent ces différences.

Ces résultats contribuent à un renouvellement du débat sur l'effet établissement, qui, fondamentalement, remet en question le statut théorique et empirique du contexte des établissements scolaires. Sur le plan empirique, la présente étude renforce les critiques adressées à la *SER* quant à l'insuffisance de modéliser les facteurs de contexte, et notamment la composition des établissements, comme des variables de contrôle, alors qu'il semble qu'une part significative de l'effet des processus sur les différences entre établissements scolaires puisse correspondre à un effet de la covariance des processus avec la composition de l'établissement. Qu'en est-il dès lors de l'intérêt d'étudier l'effet spécifique des processus, s'il s'avère que ceux-ci sont en bonne partie conditionnés par le climat social dans lequel ils sont mis en place? Inévitablement, cette question renvoie à une considération de nature théorique, relative à l'«incorporation» des dimensions contextuelles dans le mode de construction des processus mis en place au sein des établissements scolaires. Nos résultats indiquent à ce propos que l'effet joint des processus internes et de la composition mérite certes d'être examiné comme un élément explicatif significatif des différences entre établissements scolaires, mais également que les effets des processus internes et de la composition ne se réduisent pas à un effet articulé, ou joint, de ces deux types de variables. Ces résultats rejoignent dès lors les conclusions de travaux de type qualitatif tels que ceux de van Zanten (2001), mais surtout de Lupton (2004), dans lesquels les auteurs montrent que les initiatives et les pratiques effectives des acteurs locaux sont certes conditionnées par les dimensions contextuelles, mais également l'objet de perception et de construction propres et singulières, reflet de l'exercice d'une forme partielle de liberté d'agir, individuelle ou collective.

Cette considération renvoie à une conception du contexte proche des théories contextualistes (Pettigrew, 1987; Pichault & Nizet, 2000), où le contexte est appréhendé comme une contrainte, mais également comme une ressource. L'accent est mis, dans le cadre de cette approche, sur la capacité des acteurs de construire, de mettre en avant, et d'interpréter les éléments de contexte. Dans cette perspective, l'environnement est appréhendé comme un « construit », dans la mesure où ce sont les acteurs qui soulignent et traduisent certaines caractéristiques de celui-ci, produisant de la sorte une représentation plus ou moins partagée de leur contexte de travail. Dès lors, ce contexte ne peut être réduit à des données objectives qui traduiraient une réalité s'imposant à l'organisation et à ses membres. Une telle signification théorique donnée aux contextes des organisations est également proche du concept d'*enacted environment*¹³, proposé par Weick (1969). Aux yeux de cet auteur, les caractéristiques de l'environnement, pour être reconnues, doivent avoir été articulées aux représentations préalables et aux schémas d'interprétation du monde des individus. Il postule donc l'existence d'un mécanisme de perception et de mobilisation sélective entre les individus et leur environnement. Cette conception constructiviste du contexte des établissements contraste radicalement, de ce point de vue, avec la vision largement réaliste et déterministe proposée par les tenants de la *SER* (Teddle & Reynolds, 2000).

Les résultats mis à jour ont également une signification politique importante, tout particulièrement dans le cadre des politiques d'*accountability*¹⁴. Ces politiques, dites de responsabilisation, visent à réguler l'action éducative au sein des établissements scolaires, en évaluant l'efficacité des établissements scolaires sur la base d'épreuves externes de mesure des acquis scolaires des élèves et en responsabilisant les acteurs, enseignants et directeurs, quant à l'efficacité de leurs pratiques. Ce faisant, ce type de politique évite de considérer que la composition des établissements scolaires, en tant qu'effet « indirect », peut jouer un rôle perturbateur par rapport à l'implantation de pratiques éducatives et managériales présentées comme idéales. Cette thèse a notamment été défendue par Gewirtz (1998), qui considère que les caractéristiques de composition des établissements conditionnent la possibilité de mettre en place des processus d'enseignement et de gestion qui soient efficaces. Les résultats de la présente étude confortent cette position, puisqu'ils indiquent qu'il est peu pertinent de dissocier complètement l'évaluation de l'impact des processus scolaires, pédagogiques ou managériaux, sur l'efficacité des établissements scolaires, de l'évaluation de l'impact du contexte. Ils soulignent également que le processus de responsabilisation des écoles basé

sur une évaluation de l'effet net des processus scolaires tend, d'une part, à sous-attribuer la performance des établissements à l'équipe éducative, puisqu'une part significative de l'effet des processus consiste en un effet articulé, et d'autre part, plus fondamentalement, à nier le jeu complexe qui se construit entre les éléments de contexte et les pratiques professionnelles.

La force de nos résultats se voit toutefois limitée par quelques difficultés inhérentes aux caractéristiques de la base de données PISA 2000. La première est liée aux modalités d'échantillonnage, basées sur l'établissement scolaire, ce qui rend impossible la modélisation du niveau «classe» comme niveau d'analyse intermédiaire. Or, nombre de recherches (Bressoux, 1993; Opdenakker et al., 2002; Duru-Bellat et al., 2004) ont insisté sur la répartition de la variabilité des scores des élèves tant en ce qui a trait à la classe qu'à l'établissement. Une deuxième difficulté concerne l'absence, dans PISA 2000, de mesure du niveau initial des acquis scolaires, puisqu'on ne dispose que de la seule mesure de performance des élèves à l'âge de 15 ans. Cette difficulté a toutefois été dépassée de manière satisfaisante dans la présente exploitation de PISA 2000, en ne gardant dans notre étude que les pays où il est fait un usage important du redoublement scolaire et en utilisant cette information comme un indicateur des compétences initiales des élèves. Il s'avère en effet que la part de variance inter-établissements associée à des caractéristiques individuelles des élèves, dans la présente étude, est proche de la part de variance inter-établissements associée aux caractéristiques individuelles dans des études menées sur les systèmes éducatifs flamand (voir Opdenakker et al., 2002) et français (voir Duru-Bellat et al., 2004), où une mesure préalable des acquis scolaires des élèves était disponible. Enfin, les processus appréhendés par l'enquête PISA 2000 correspondent peu aux processus retenus par la *SER* comme étant des processus «producteurs» d'une efficacité différenciée. Il est dès lors important de reproduire les résultats obtenus quant à l'effet joint des processus et de la composition dans le cadre d'études qui se donnent les moyens de saisir avec plus de précision les processus internes des établissements scolaires.

Conclusion

Le débat quant aux déterminants de l'effet établissement tend à souffrir d'une polarisation qui explique, ne fût-ce que partiellement, le peu de place attribué à la question de l'impact articulé des dimensions contextuelles et processuelles. Soulignant cette situation, l'hypothèse à l'origine de cet article était que l'articulation entre les processus internes des établissements scolaires et la composition de ceux-ci est un élément explicatif significatif des différences de performance entre établissements scolaires, au-delà de l'effet propre de ces deux types de paramètres. Une estimation de l'intensité de l'effet net de la composition, de l'effet net des processus internes, et de l'effet joint de ces deux dimensions a donc été entreprise au sein de cinq systèmes éducatifs européens caractérisés par une forte variation de résultats entre établissements scolaires.

Les résultats mis à jour plaident en faveur de l'hypothèse posée, puisqu'il ressort des analyses multi-niveaux menées sur la base des scores en mathématiques obtenus à PISA 2000, que les différences entre établissements scolaires s'expliquent par un effet propre de la composition et des processus, mais également par un effet combiné de ces deux dimensions explicatives. Il apparaît dès lors que les effets des processus internes et de la composition peuvent partiellement se comprendre comme des effets indirects, puisqu'ils interagissent les uns avec les autres, et partiellement comme des effets directs, dans le sens où ils semblent également agir de manière autonome. Il convient néanmoins de rester prudent quant aux résultats de la présente étude, compte tenu d'une part de la nature corrélationnelle de l'étude dans un domaine où les interactions sont multiples, et d'autre part de la relative instabilité des résultats, fortement variables d'un système éducatif à un autre.

Au-delà de ses faiblesses, cette étude souligne néanmoins la complexité des liens qui unissent dimensions contextuelles et processuelles au sein des établissements scolaires, et invite à un effort d'élucidation et de compréhension des pratiques scolaires en contexte. Une telle démarche a notamment été amorcée par les courants de recherche de l'action et de la cognition située (pour une synthèse, voir Casalfiore & Paquay, à paraître), dont l'argument central est que l'activité et la cognition des individus sont marquées par le contexte et qu'en ce sens, elles ne peuvent être envisagées, étudiées et comprises qu'en relation avec le contexte de leur mise en œuvre. Selon les partisans de ce courant, « la cognition n'est plus l'apanage de l'individu seul

mais émerge d'une relation dialectique que l'individu, ses actions et l'environnement entretiennent entre eux» (Casalfiore & Paquay, p. 6). L'activité et la cognition des individus se comprennent comme des éléments médiateurs de la relation entre les individus et leurs contextes d'action.

Enfin, la présente étude se contentait d'opérationnaliser les dimensions contextuelles de l'établissement scolaire à travers la composition sociale de celui-ci. D'autres dimensions du contexte mériteraient également d'être étudiées, comme la composition ethnique, la structure socioéconomique et socioculturelle de la zone d'implantation de l'établissement scolaire, ou encore les logiques d'action parentales dominantes. Il conviendrait également de considérer l'historicité des phénomènes étudiés, et leur inscription dans des systèmes éducatifs aux formes et aux structures relativement singulières, afin de contextualiser, à un niveau plus macro, les résultats mis à jour.

NOTES

1. «Les effets des caractéristiques agrégées du groupe d'étudiants sur leurs résultats scolaires après avoir contrôlé pour les effets de leurs caractéristiques individuelles sur ces résultats».
2. Le statut de *comprehensive vs modern School* fait référence à l'inscription des écoles dans le mouvement de réforme qui, en Angleterre, visait principalement à augmenter la durée du tronc commun. Les écoles qui ont adhéré à cette réforme sont qualifiées de *comprehensive School*.
3. Les équations d'analyse des modèles multi-niveaux sont détaillées en annexe de l'article.
4. Les diplômes des mères d'élèves étaient classés en référence à une taxonomie internationale standard (ISCED, OCDE, 1999), où 1 = primaire, 2 = secondaire inférieur, 3B ou C = secondaire supérieur, avec pour objet l'intégration directe au marché du travail, 3A = secondaire supérieur, avec pour objet l'accès à l'enseignement supérieur, 5 = enseignement supérieur.
5. Le score de niveau socioéconomique parental était constitué à partir d'une mesure rapportée par les élèves du métier de leurs parents. Le métier de chacun des parents était ensuite classé par rapport au système de classification standard des métiers (ISCO, 1988) qui permettait de convertir le niveau d'éducation des parents en un revenu mensuel. L'index le plus élevé des deux parents était alors retenu pour qualifier le *background* socioéconomique de chaque élève.
6. Cette procédure permet de maximiser les corrélations entre les facteurs issus de l'analyse en composantes principales et les items intégrés dans celle-ci.
7. L'objectif était de restreindre la définition de l'effet de composition à un effet de la composition socioéconomique et socioculturelle de l'établissement scolaire, et d'éviter ainsi de confondre plusieurs modes de construction d'un tel effet, puisqu'on peut faire l'hypothèse que les voies d'action de l'effet de composition diffèrent selon qu'on définisse la composition des établissements comme sociale, académique ou sexuelle.

8. Les Pays-Bas ont été exclus des analyses, puisque les biais d'échantillonnage pour l'étude PISA 2000 dans ce système éducatif rendent invalide toute analyse de l'effet établissement.
9. Dans le système éducatif français, l'estimation de la variance entre écoles est faussée par une particularité de ce système (voir notamment Monsieur & Demeuse, 2004). En effet, les élèves français de 15 ans qui sont «à l'heure» dans leurs études fréquentent des lycées, tandis que ceux qui ont pris un an de retard ou davantage sont encore au collège. Or, collèges et lycées sont des établissements scolaires physiquement différents. L'importante variance observée entre écoles dans l'échantillon français de PISA 2000 résulte donc partiellement d'un artefact.
10. Pour le système éducatif luxembourgeois, il convient de rester prudent dans l'interprétation de la part de variance totale des scores en mathématiques associée à de la variance inter-établissements, étant donné le nombre restreint d'écoles au sein de l'échantillon (N=22).
11. Les résultats de ces modèles successifs ne sont pas détaillés, puisque la visée ultime de ces analyses est de permettre la décomposition de la variance inter-établissements.
12. Excepté dans le cas du système éducatif français, où la part de variance inter-établissements est presque exclusivement associée à un effet des variables individuelles. Ces résultats reproduisent ainsi un constat déjà posé par d'autres études relatives à l'effet de la composition des classes et des établissements sur les acquis des élèves scolarisés dans le système éducatif français (voir notamment Duru-Bellat, Danner, Lebastard & Piquée, 2004).
13. Le concept d'*enacted environment* pourrait se traduire par «environnement mis en scène».
14. Le terme *accountability* est utilisé dans le monde anglo-saxon pour qualifier les politiques de responsabilisation des établissements scolaires.

RÉFÉRENCES

- Bosker, R. J. (1994). Où en est la recherche anglo-saxonne? In M. Crahay (éd.), *Évaluation et analyse des établissements de formation. Problématique et méthodologie*. Bruxelles: De Boeck Université.
- Bressoux, P. (1993). *Les effets des écoles et des classes sur l'apprentissage de la lecture*. Thèse de doctorat en sciences de l'éducation, Université de Bourgogne.
- Bryk, A. S., & Raudenbush, S. W. (1992). *Hierarchical linear models: applications and data analysis methods*. London: Sage Publications.
- Casalfiore, S., & Paquay, L. (à paraître). Le courant de l'action située: regard sur l'activité enseignante et réflexion autour de la notion de qualification des enseignants. In M.C. Dauvisis (éd.), *La qualification des enseignants, problème d'évaluation?* Bruxelles: De Boeck.
- 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: U.S. Congressional Printing Office.
- Duru-Bellat, M., Danner, M., Lebastard, S., & Piquée, C. (2004). Les effets de la composition scolaire et sociale du public d'élèves sur leur réussite et leurs attitudes: évaluation externe et explorations qualitatives. Dijon: Les Cahiers de l'IREDU.

- Gewirtz, S. (1998). Can all schools be successful? An exploration of the determinants of school «success». *Oxford Review of Education*, 24(4), 439-457.
- Grisay, A. (1999). Comment mesurer l'effet des systèmes scolaires sur les inégalités entre élèves? In D. Meuret (éd.), *La justice du système éducatif*. Bruxelles: De Boeck Université.
- Lupton, R. (2004). *Schools in disadvantaged areas: recognising context and raising quality*. Manuscrit non publié, Centre for Analysis of Social Exclusion.
- Monseur, C., & Demeuse, M. (2004). Quelques réflexions méthodologiques à propos des enquêtes internationales dans le domaine de l'éducation. *Politiques d'éducation et de formation*, 11, 37-54.
- OCDE – Organisation for Economic Co-Operation and Development _ (1999). *Classifying Educational Programmes*. Manual for ISCED-97 implementation in OECD countries. Paris: OECD Publications.
- Opdenakker, M.-C., Van Damme, J., De Fraine, B., Van Landeghem, G., & Onghena, P. (2002). The effects of schools and classes on mathematics achievement. *School Effectiveness and School Improvement*, 13(4), 399-427.
- Pettigrew, A. (1987). Context and action in the transformation of the firm. *Journal of Management Studies*, 24(6), 649-670.
- Pichault, F., & Nizet, J. (2000). *Les pratiques de gestion des ressources humaines*. Paris: Éditions du Seuil.
- Raudenbush, S. W., & Wilms, J. D. (1995). The estimation of school effects. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20, 307-335.
- Scheerens, J. (1990). School effectiveness and the development of process indicators of school functioning. *School Effectiveness and School Improvement*, 1, 61-80.
- Scheerens, J. (1997). Conceptual models and Theory-Embedded Principles on Effective Schooling. *School Effectiveness and School Improvement*, 8(3), 269-310.
- Teddlie, C., & Reynolds, D. (2000). *The international handbook of school effectiveness research*. London: Falmer Press.
- Thrupp, M. (1999). *Schools making a difference. Let's be realistic*. Buckingham, Philadelphia: Open University Press.
- Thrupp, M., Lauder, H., & Robinson, T. (2002). School composition and peer effects. *International Journal of Educational Research*, 37(5), 483-504.
- Van Zanten, A. (2001). *L'école de la périphérie. Scolarité et ségrégation en banlieue*. Paris: PUF.
- Weick, K.E. (1969). *The social psychology of organizing*. New York: McGraw-Hill.
- Wilkinson, I. A. (2002). Peer influences on learning: where are they? *International Journal of Educational Research*, 37(5), 395-401.

Annexe

Équations d'analyse

Modèle 1: Modèle vide (sans prédicteurs)

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$$

où

Y_{ij} : Score de compétences en mathématiques pour l'individu i au sein de l'établissement scolaire j (variable WLEMATH)

β_{0j} : Intercept agrégé par établissement scolaire j .

r_{ij} : Résidu pour l'individu i au sein de l'établissement j .

Modèle 2: Équation de niveau 1(individuel)*

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1ij} (\text{Hisei}) + \beta_{2ij} (\text{Sexe}) + \beta_{3ij} (\text{Misced}) + \beta_{4ij} (\text{Cultfam}) \\ + \beta_{5ij} (\text{Richfam}) + \beta_{6ij} (\text{retard sco}) + r_{ij}$$

où

Hisei: Indice socioéconomique le plus élevé des deux parents d'élèves.

Sexe: Sexe de l'élève (0 = masculin; 1 = féminin).

Misced: Indicateur du niveau de diplomation des mères d'élèves.

Cultfam: Score factoriel de culture familiale.

Richfam: Score factoriel de richesses familiales.

Retard sco: Indicateur de retard scolaire à l'âge de 15 ans.

Modèle 3: Équation de niveau 2 (Variables de composition)

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{Hisei})_j + \gamma_{02} (\text{Misced})_j + \gamma_{03} (\text{Cultfam})_j + \gamma_{04} (\text{Richfam})_j + \mu_{0j}$$

* Dans les modèles multi-niveaux, une équation de niveau 1 correspond à la décomposition de la variance inter-individuelle. Une équation de niveau 2 renvoie à la décomposition de la variance inter-groupes, ici, inter-établissements.

Modèle 4: Équation de niveau 2 (Variables de processus)

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{Teachsup})_j + \gamma_{02} (\text{Achpress})_j + \gamma_{03} (\text{Disclim})_j + \gamma_{04} (\text{Studrel})_j \\ + \gamma_{05} (\text{Schauton})_j + \gamma_{06} (\text{Teachparti})_j + \gamma_{07} (\text{Teachbeha})_j + \gamma_{08} (\text{Studbeha})_j \\ + \gamma_{09} (\text{Teachmorale})_j + \mu_{0j}$$

où

Teachsup : Indicateur de support perçu par les élèves.

Achpress : Indicateur de pression ressentie par les élèves.

Disclim : Indicateur de climat de discipline perçu par les élèves.

Studrel : Indicateur de la qualité de la relation élèves-enseignants perçue par les élèves.

Schauton : Indicateur d'autonomie perçue par les directeurs quant aux prises de décision relatives à leurs établissements scolaires.

Teachparti : Indicateur de la participation, perçue par les directeurs d'établissement, des enseignants aux prises de décisions relatives à leurs établissements scolaires.

Teachbeha : Indicateur de la perception des directeurs d'établissement quant à l'intensité avec laquelle le comportement des enseignants affecte le climat de l'établissement scolaire.

Studbeha : Indicateur de la perception des directeurs d'établissement quant à l'intensité avec laquelle le comportement des élèves affecte le climat de l'établissement scolaire.

Teachmorale : Indicateur du moral et de l'engagement des enseignants perçus par les directeurs d'établissement.

**Modèle 5 (modèle complet) : Équation de niveau 2
(Variables de composition et de processus)**

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{Hisei})_j + \gamma_{02} (\text{Misced})_j + \gamma_{03} (\text{Cultfam})_j \\ + \gamma_{04} (\text{Richfam})_j + \gamma_{05} (\text{Teachsup})_j + \gamma_{06} (\text{Achpress})_j + \gamma_{07} (\text{Disclim})_j \\ + \gamma_{08} (\text{Studrel})_j + \gamma_{09} (\text{Schauton})_j + \gamma_{010} (\text{Teachparti})_j + \gamma_{011} (\text{Teachbeha})_j \\ + \gamma_{012} (\text{Studbeha})_j + \gamma_{013} (\text{Teachmorale})_j + \mu_{0j}$$