

L'approche sociologique des effets du contexte scolaire: méthodes et difficultés

Marie Duru-Bellat, Bruno Suchaut

▶ To cite this version:

Marie Duru-Bellat, Bruno Suchaut. L'approche sociologique des effets du contexte scolaire: méthodes et difficultés. Revue Internationale de Psychologie Sociale = International review of social psychology, 2005, 18 (3), pp.5-42. halshs-00006353

HAL Id: halshs-00006353 https://shs.hal.science/halshs-00006353v1

Submitted on 4 Jun 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers. L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



L'approche sociologique des effets du contexte scolaire : méthodes et difficultés

The sociological approach of contextual effects in schooling: methods and difficulties

Marie Duru-Bellat*

Bruno Suchaut**

Abstract

The analysis of contextual effects in educational research is a fastexpanding field, in which stakes are both scientific and political. The paper presents precisely the way educational researchers (whose orientation is either sociological or economical) tackle those questions, using a recent study conducted at the primary level, which allows assessing and exploring those kind of effects, focusing upon the impact of the social mix of the class attended. The text makes the reasoning and the successive steps explicit, and so with the models estimated and the methodological difficulties which arise at each stage of the work. If results are established this way, the paper underlines that they remain, as it is always the case in social science research, dependent upon the way they have been constructed.

Résumé

L'analyse des effets contextuels dans le domaine de l'éducation constitue un champ de recherche en plein développement, dont les enjeux sont autant scientifiques que politiques. Le texte présente de manière précise comment les chercheurs en Education dont l'orientation est sociologique (ou économique) abordent ces questions, à partir d'une enquête récente, conduite au niveau de l'école primaire française, permettant d'évaluer et d'explorer ce type d'effets, en se focalisant sur l'influence de la composition sociale de la classe fréquentée. Le texte explicite la démarche et les étapes successives suivies, les modèles statistiques estimés et les difficultés méthodologiques qui se présentent à chaque phase du travail. Si des résultats sont ainsi établis, le texte souligne combien ils sont, comme toujours dans les sciences sociales, contingents à leur mode de construction.

Mots-clés

Effets contextuels.
Tonalité sociale.
Progressions scolaires,
Modélisation
multi-variée. Modèles
multinyeaux.

Key-words

Contextual effects, Social mix, Academic progress, Multivariate modelisation, Multilevel models,

Nous remercions Pascal Bressoux de l'Université de Grenoble et Denis Meuret de l'Université de Bourgogne pour leurs commentaires sur une première version de ce texte. Nous remercions également les deux lecteurs de la revue pour leurs remarques et suggestions.

* Marie Duru-Bellar, Université de Bourgogne et IREDU-CNRS, Pôle AAFE, Esplanade Erasme BR. 26513, 21065 Dijon Cedex. Tel: 63 80 39 54 50. E-mail: marie.duru-bellat@wanadoo.fr.

**Bruno Suchaut. E-mail: bruno.suchaut@u-bourgogne.fr

â

a question de l'influence du contexte sur les comportements Les individus est, à des niveaux d'analyse différents, au cœur des problématiques de la sociologie et de la psychologie sociale. Dans le domaine scolaire, cette dernière va prendre en compte à la fois «l'état interne et l'environnement du sujet» en admettant que «les activités intellectuelles et leurs produits peuvent dépendre, et parfois de façon majeure, du rapport que la personne entretient... avec la situation dans laquelle elle se trouve et de la nature de la tâche qu'elle accomplit» (Monteil et Huguet, 2002). Une attention particulière sera alors portée à des paramètres tels que la composition du groupe classe au sein duquel des processus de comparaison sociale vont prendre place, ou encore les modalités des interactions pédagogiques (valorisation, par le maître, de la compétition entre élèves, par exemple). De manière parallèle, et sans que des échanges systématiques ne se soient développés avec les psychologues sociaux, les sociologues travaillent tout naturellement ces thèmes. En effet, la question de l'influence des caractéristiques du contexte scolaire sur les élèves (leurs acquis, leurs attitudes) est une déclinaison de la question sociologique très générale de l'influence de la structure sociale sur les conduites des individus.

Aujourd'hui, dans la recherche en éducation, cette perspective s'est fortement développée, surtout dans le contexte anglo-saxon (pour une synthèse, cf. Bressoux, 1995; Duru-Bellat, 2003). En particulier, tout un courant extrêmement vivace étudie l'impact de cette dimension du contexte que constitue l'établissement fréquenté (courant dit de la school effectiveness), tandis qu'une masse de travaux qui peuvent relever de la psychologie sociale ou de la sociologie se centre sur l'effet, sur les acquisitions et les attitudes, de la composition sociale ou scolaire du contexte (ce que les anglo-saxons désignent sous le vocable de school mix), avec par exemple, dans les pays anglo-saxons où ce mode de groupement des élèves est répandu, des analyses des effets des classes de niveau.

En France, les travaux sociologiques spécifiquement consacrés à l'appréhension des facteurs contextuels restent très rares, pour des raisons de nature diverse. L'une est la prégnance, chez les

sociologues de l'éducation, des explications structurelles jusqu'au début des années 80: avec la thèse de la reproduction, les structures sont perçues comme déterminantes quant au devenir scolaire des individus, et du même coup, les processus qui lient ces facteurs structurels aux comportements individuels ne sont guère l'objet d'une attention spécifique. Une autre explication est la relative faiblesse méthodologique des sociologues français, alors même que la simple appréhension de phénomènes contextuels exige la mise en œuvre d'analyses multivariées, pour démêler effets de composition et effets proprement contextuels. Enfin, l'absence d'équipes dotées de ressources humaines et matérielles importantes pour engager des enquêtes nécessairement lourdes est sans doute aussi une raison de la faiblesse française. Pourtant, dans le même temps, le thème de la ségrégation sociale connaît un engouement croissant (van Zanten, 1996, 2001): les descriptions ethnographiques d'environnements scolaires contrastés s'accumulent et suggèrent, par le terme même de ségrégation, que la concentration d'élèves ayant tel ou tel profil a des effets spécifiques, en particulier que la concentration d'élèves faibles et/ou de milieu social défavorisé a des effets délétères. Mais de fait, ce type d'approche ne permet pas d'établir que ces effets existent, a fortiori qu'ils sont forts ou faibles, concernent plus les apprentissages ou les attitudes, etc.

Depuis la fin des années 80, l'IREDU – Institut de recherche sur l'Education-CNRS – a été l'équipe la plus impliquée, en France, dans l'analyse quantitative des effets de contexte, notamment du fait de collaborations possibles, en son sein, entre sociologues et économistes, et aussi de son ouverture aux problématiques anglo-saxonnes. C'est ainsi qu'ont été mises en évidence les notions d'« effet maître» et d'« effet établissement», aujourd'hui triviales (Duru-Bellat et Mingat, 1988), puis l'influence spécifique de l'hétérogénéité/homogénéité scolaire de la classe fréquentée au niveau du collège (Duru-Bellat et Mingat, 1997).

Dans une recherche récente (Duru-Bellat *et al.*, 2004a et b), sur lequel s'appuie ce texte, c'est l'influence de l'hétérogénéité/homogénéité sociale du contexte qui a constitué la variable cible de l'analyse. Les données empiriques, recueillies en 1999-2000,

portent sur 91 classes de CE1 et 86 classes de CM1 de l'Académie de Dijon (avec environ 1700 élèves à chacun de ces niveaux); elles permettent d'engager une analyse quantitative fiable des effets du school mix sur les progressions, dans la mesure où des informations sur le niveau scolaire initial et sur le niveau final ont été engrangées. Pour comprendre les processus sous-jacents, une seconde vague d'observations a été lancée auprès d'un souséchantillon de 12 écoles primaires de la Côte-d'Or (soit 500 élèves et 20 enseignants), ces établissements ayant été choisis en fonction de la composition sociale de leur population d'élèves. Sur ces établissements, on dispose des réponses des enseignants à un questionnaire portant sur leurs pratiques d'enseignement, leurs représentations et attentes vis-à-vis des élèves. Ces informations permettront d'éclairer les voies «instructionnelles» ou pédagogiques du school mix. On dispose par ailleurs des réponses des élèves à un questionnaire essayant d'appréhender leur motivation scolaire, leur conformité au «métier d'élève», leurs difficultés, les comportements qu'ils trouvent normaux ou au contraire «déviants» en classe et en cours de récréation. Ces informations permettront d'éclairer les voies davantage psychosociales de l'action du school mix, passant par les relations entre pairs et les représentations des élèves.

Ce travail et l'ensemble de la production empirique actuelle de la recherche en Education à orientation sociologique produit sans conteste des connaissances mais expose aussi à de nombreuses difficultés méthodologiques. Ce texte, faisant le pari de la portée stimulante de confrontations entre disciplines, se propose de les expliciter et de les soumettre aux chercheurs en psychologie sociale, qui, en partant de questionnements parfois très proches, recourent le plus souvent à des démarches différentes. Nous suivrons ici les différentes étapes allant du constat de différences entre contextes aux modélisations multiniveaux, puis aborderons rapidement l'apport d'approches plus qualitatives, avant de conclure sur l'enjeu inhérent à ces débats méthodologiques, vu la portée politique des résultats en ce domaine.

Des différences immédiates entre contextes qui ne sont qu'un point de départ

Une question préalable à toute analyse des effets de telle ou telle caractéristique du contexte porte sur le «niveau de contexte» le plus pertinent : la classe ou l'établissement. Cette question du niveau de contexte adéquat (établissement, classe, éventuellement groupe d'élèves) est à la fois théorique et empirique, comme le soulignent Bressoux et al. (1997). En effet, la distinction des différents niveaux constitue toujours «une hiérarchie construite, qui ne va donc pas de soi et qui repose sur l'hypothèse de la pertinence du découpage effectué quant au phénomène étudié». De fait, on ne dispose guère de théories intégrant dans un modèle unique les différents niveaux de contexte, emboîtés, où évolue l'élève, et permettant de comprendre que les apprentissages ou les attitudes d'un élève puissent varier selon telle ou telle caractéristique de sa classe ou de son établissement.

Certains travaux empiriques soulignent par ailleurs que, selon la cible de l'analyse, le «niveau de contexte» le plus approprié peut varier (Duru-Bellat et Mingat, 1988): en collège, si les progressions restent liées avant tout au niveau de la classe (ce que confirment des travaux étrangers comme ceux de Fraine et al., 2003), l'établissement fréquenté aurait davantage d'influence sur les processus d'évaluation et d'orientation. Les résultats disponibles sur le niveau primaire ne sont pas toujours convergents, ne serait-ce que parce que les écoles sont sans doute moins différentes entre elles que ne le sont les établissements du secondaire. À ce niveau (cf. notamment Bressoux, 1995), pour ce qui concerne les progressions des élèves, le niveau de la classe est plus pertinent que le niveau de l'école: le fait d'appartenir à telle ou telle école n'explique que 3 à 4 % de la variance des acquis des élèves, contre 15 % environ pour l'appartenance à telle classe (sur la base des travaux existants, estimant pour leur immense majorité des modèles mononiveau).

À propos de ces estimations chiffrées de l'importance des différents niveaux, il faut rappeler ce point aussi fondamental qu'évident: pour qu'un effet de tel ou tel niveau de contexte soit visible,

il faut qu'il soit caractérisé par une certaine variété; si tous les établissements sont strictement identiques sous l'angle d'un certain nombre de caractéristiques, on ne pourra déceler d'effet établissement, même si ces caractéristiques sont fondamentales eu égard au phénomène étudié, et l'impact des autres facteurs (ou niveaux de contexte) introduits dans les analyses, les caractéristiques des élèves ou des classes par exemple, sera du même coup sur-estimé.

Un second préalable, pour évaluer l'influence des caractéristiques du contexte sur les acquisitions des élèves, est d'appréhender ces dernières de manière comparable d'un contexte à l'autre. Or il faut rappeler qu'il est nécessaire de disposer, en la matière, d'épreuves standardisées de connaissances, vu l'existence de biais contextuels de notation. Des travaux antérieurs (Duru-Bellat et Mingat, 1993), toujours confirmés depuis (cf. notamment Bressoux et Pansu, 2003), montrent en effet qu'il existe une relation entre le niveau moyen des notes et certaines caractéristiques du contexte, avec comme tendance dominante une plus grande indulgence dans les contextes populaires (c'està-dire des notes en moyenne plus élevées pour des élèves ayant par ailleurs un niveau de connaissance identique). Cette faible comparabilité des notes scolaires d'un contexte à l'autre conduit à se fonder, autant que faire se peut, sur des épreuves standardisées de connaissances scolaires. Dans la présente recherche, les épreuves sont présentées sous la forme d'exercices conformes aux objectifs des programmes de mathématiques et de français aux deux niveaux scolaires considérés (CE1 et CM1), administrées en un temps limité et corrigées de manière centralisée. Ces épreuves visent un sous-ensemble des compétences mesurées dans les évaluations nationales, et s'avèrent fortement corrélées à la réussite scolaire ultérieure.

Ces épreuves ne sont toutefois jamais dépourvues d'un certain arbitraire et elles sont rarement parfaites d'un point de vue psychométrique. Dans certains cas, c'est la fidélité aux programmes scolaires qui sera mise au premier plan, dans d'autres cas c'est davantage l'allure de la distribution des résultats des élèves qui prime (notamment la distribution gaussienne des scores). La principale vertu de ce type d'épreuves est leur comparabilité

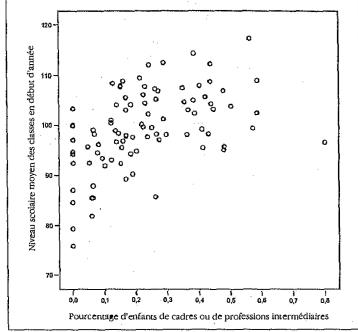
d'un site à l'autre, rendue notamment possible par une homogénéisation des conditions de passation et de correction. Mais la nature des épreuves est aussi une question capitale, parfois un peu négligée dans les approches sociologiques, alors même que, comme le soulignent Opdenakker et Van Damme (2002), les évaluations des effets de contexte semblent très sensibles à la qualité métrologique des indicateurs retenus.

Une autre variable pose des problèmes d'opérationnalisation, à savoir la «tonalité sociale» du contexte étudié: sur quelles bases est-on fondé à parler de tonalité sociale populaire ou favorisée? Cette question est très documentée dans la littérature sur la ségrégation sociale (cf. Gorard et Taylor, 2002), en ce qu'elle n'est évidemment pas seulement «technique» mais implique une spécification de ce qu'on entend par ségrégation. Dans la recherche présentée ici, après avoir testé plusieurs indicateurs classiques de ségrégation, nous nous sommes ralliés à des mesures plus élémentaires telles que le pourcentage d'élèves (dans la classe ou l'établissement) appartenant à telle ou telle catégorie sociale, notamment le pourcentage d'enfants de cadres ou de professions intermédiaires (dits par convention élèves de milieu favorisé). Néanmoins, dans la mesure où les travaux existants invitaient à nous méfier d'indicateurs continus¹, nous avons construit plusieurs typologies alternatives pour caractériser la tonalité sociale de la classe, à partir de l'examen des distributions. C'est ainsi que nous avons utilisé dans certaines analyses des nomenclatures spécifiques opposant des classes dites favorisées (où le pourcentage d'enfants dont le père est cadre ou profession intermédiaire est supérieur à un certain seuil²), et des classes

dites défavorisées, avec des résultats qui peuvent différer selon le mode d'opérationnalisation retenu.

Sur cette base, nous pouvons produire une première description des différences entre classes, au niveau du primaire. Un premier constat, que fait apparaître le graphique ci-après, est l'existence d'une relation forte entre le niveau initial moyen des classes (il s'agit du score moyen des élèves de la classe au test initial administré en début d'année scolaire) et leur tonalité sociale appréhendée par le pourcentage d'élèves de milieu favorisé.

Graphique 1 : Niveau initial des classes et proportion d'élèves de milieu favorisé, en CE1.



On observe tout d'abord qu'il existe des disparités de niveau initial moyen entre les classes, très importantes dès ce niveau, pourtant précoce, de la scolarité. De plus, les situations s'avèrent extrêmement contrastées entre les classes les plus typées socialement. Ainsi, en CE1, les 10 classes dans lesquelles le pourcentage d'enfants de cadres ou de professions intermédiaires est le plus fort (soit plus de 44 %) ont un score moyen de 103



^{1.} Au niveau collège, Felouzis (2003) montre que la variable « pourcentage d'élèves allochtones dans l'établissement » ne joue qu'au delà d'un certain seuil. De manière générale, les chercheurs anglo-saxons (cf. par exemple Thrupp, 1999) insistent, en matière de school mix, sur l'importance de la « critical mass », c'est à dire du seuil à partir duquel la culture du groupe classe bascule du côté de la culture des classes moyennes, a priori plus conforme à la culture scolaire, ou au contraire du côté d'une culture populaire qui en est plus éloignée, si ce n'est en opposition.

^{2.} Aux deux niveaux, le codage des professions des parents s'est fait suivant les nomenclatures de la DEP-Ministère de l'Education, distinguant un groupe « favorisé » (professions intermédiaires, cadres supérieurs et professions libérates), un groupe intermédiaire regroupant les agriculteurs, les commerçants, les employés, et un groupe dit défavorisé (ouvriers et inactifs). Bien qu'il soit évidemment préférable de tenir compte des professions des deux parents, l'existence d'une proportion importante de mères « inactives » amène souvent à privilégier la seule profession paternelle.

alors que les 10 classes dans lesquelles le pourcentage d'enfants d'employés, d'ouvriers ou d'inactifs est le plus fort (supérieur à 71 %) ont un score moyen de 92, soit un écart de 11 points (dans une distribution normalisée où la moyenne est 100 et l'écart-type est de 15). L'écart est du même ordre de grandeur au CM1, où les 10 classes les plus privilégiées ont un score moyen de 105 alors que les 10 classes les plus défavorisées ont un score moyen de 95.

Une manière de chiffrer cette relation consiste à introduire dans une analyse de régression expliquant le score moyen des classes leur tonalité sociale comme variable explicative (cf. tableau 1). Au niveau du CE1 (91 classes), le pourcentage d'élèves de milieu favorisé explique 24 % de la variance du niveau initial moyen, et une proportion légèrement supérieure au niveau CM1 (86 classes).

•	CE1		CM1	
	Coef,	T T	Coef.	t
% d'enfants de cadres ou de profession intermédiaires	0,22	5,24***	0,23	5,41***
Constante	94,30	77,85***	94,25	78,95***
R^2	0,24		0,26	

Tableau 1 : Relation entre score Initial et tonalité sociale de la classe au niveau agrégé (régression linéaire).

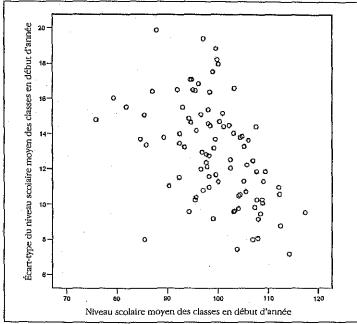
Note: ***: p < .001

À ce propos, la question se pose de l'interprétation du pourcentage de variance expliquée dans un modèle, qui varie dans l'absolu de 0 à 100 % (le R² variant de 0 à 1). Si les écoles ou les classes fréquentées expliquaient 100 % de la variance des scores finaux, cela voudrait dire qu'elles sont à l'origine de l'intégralité de la dispersion des performances des élèves mais cela pourrait aussi signifier qu'elles n'ont aucun effet en tant que telles. Ce serait le cas si les écoles ou les classes étaient complètement homogènes en termes de composition de leur public, les élèves étant semblables au sein des écoles (ou classes) et différents d'une école à l'autre. Dans ce cas, même si les écoles n'ont en elles-mêmes aucun effet dans la réussite des élèves, les caractéristiques des écoles prédiraient complètement les inégalités de performances des élèves, sachant que ces effets, loin de pouvoir être attribués aux écoles, ne feraient que refléter les caractéristiques de leur public (Sorensen & Morgan, 2000).

Il importe de pouvoir distinguer ces deux interprétations opposées. La solution idéale serait de recourir à une expérimentation où les élèves seraient affectés de façon aléatoire dans les classes ou les écoles. Ceci est évidemment impossible à mettre en œuvre mais certaines méthodes statistiques peuvent être considérées comme un substitut à cette approche expérimentale (nous y reviendrons) sachant qu'une théorie serait à cet égard bien commode, mais qu'elle fait défaut dans tout ce champ.

Notons que la tonalité sociale s'avère par ailleurs également liée à d'autres caractéristiques du groupe classe, par exemple le pourcentage d'élèves ayant redoublé. Il existe aussi des relations entre le niveau initial des classes et leur degré d'hétérogénéité (cf. graphique 2 ci-après).

Graphique 2 : Niveau initial moyen des classes et degré d'hétérogénéité, au niveau CE1.



Au niveau du CE1, on observe une relation négative entre le degré d'hétérogénéité de la classe (eu égard au niveau initial) et son niveau initial moyen (r = -0.47, p < 0.01). C'est dire qu'en moyenne, les classes sont d'autant moins hétérogènes qu'elles sont de bon

niveau moyen; on peut noter à ce propos que les discours qui déplorent l'hétérogénéité des classes seraient donc « contaminés » par le fait qu'ils concernent le plus souvent des classes faibles. Par conséquent, il y a aussi une tendance (mais la corrélation n'est pas significative) à ce que l'hétérogénéité du niveau initial moyen soit plus faible dans les classes où il y a plus d'élèves de milieu favorisé, puisque ces classes sont de niveau moyen plus élevé. Cette relation est également manifeste au niveau du CM1, mais elle est plus faible : à ce niveau scolaire, il n'y a donc pas de relation entre l'hétérogénéité du niveau initial moyen et le pourcentage d'élèves de milieu favorisé dans la classe.

Ces différences moyennes observées de manière transversale invitent à aller plus loin. Elles sont intéressantes et irremplaçables dans la mesure où elles traduisent une réalité forte où les contextes d'apprentissage des élèves sont extrêmement différenciés. Ainsi, pour les cas extrêmes, les différences de scores moyens entre classes sont supérieurs à deux écart-types. Les élèves sont donc bien scolarisés dans des environnements très typés selon la classe fréquentée. Mais ces analyses conduites au niveau agrégé ne permettent pas de distinguer ce qui tient aux caractéristiques des élèves, agrégées dans un contexte et produisant ce qu'on appelle des effets de composition, de ce qui relève de phénomènes qui seraient produits spécifiquement au niveau du groupe classe. En d'autres termes, ce niveau d'analyse ne permet pas d'identifier à proprement parler des effets de contexte qui résulteraient spécifiquement du fait d'être scolarisé dans un contexte ségrégué et expliquant, au moins pour une part, les inégalités de performances constatées entre les classes. De plus, dans la mesure où la prise d'information est instantanée (en début d'année scolaire), on ne sait rien de la genèse temporelle du phénomène étudié, en l'occurrence, du rôle respectif du milieu familial et des premières années d'école.

Pour évaluer d'éventuels effets du contexte, il faut adopter une démarche plus complexe combinant deux exigences. Tout d'abord, une prise en compte simultanée du niveau établissement et du niveau élève. De plus, pour parvenir à une mesure précise de l'effet des facteurs de contexte, il faut les observer dans une période de temps donnée en adoptant une perspective longitudinale, amenant à raisonner en terme de progression. Ceci vaut par ailleurs pour les caractéristiques individuelles des élèves, bien qu'un certain nombre d'entre elles puissent être considérées comme exerçant non pas seulement un effet sur les progressions mais un effet permanent (le sexe, l'origine sociale...). Mais même dans ce cas, il est heuristique d'évaluer précisément l'accumulation des effets de ces différentes variables au cours du temps.

De tout ceci découle que le dispositif empirique requis pour conduire une analyse rigoureuse des effets de contexte est nécessairement lourd. Il faut en effet disposer d'une mesure des progressions des élèves (avec des prises d'information en début et en fin d'année scolaire), pour ensuite estimer, au-delà de l'influence des variables individuelles, d'éventuels effets établissement et effets classe. Ceci exige un échantillon quantitativement important, puisque, nous l'avons évoqué, les contextes observés doivent être assez variés pour que leur influence éventuelle puisse être évaluée au mieux. Ce n'est qu'ensuite que l'on pourra estimer le poids des caractéristiques du contexte dont le school mix; enfin, si des effets spécifiques du school mix sont décelés, il conviendra d'en rechercher les processus générateurs, ce qui suppose des observations qualitatives sur le déroulement de l'enseignement en classe, les interactions entre élèves, etc. On travaille donc nécessairement par étapes emboîtées, depuis l'appréhension d'un effet du contexte établissement et/ou classe comme une «boite noire» jusqu'à une exploration des facettes de ces contextes qui s'avèrent exercer une influence.

De fait, les contraintes de temps et de ressources, et plus encore la difficulté à recueillir sur le terrain des informations sur un sujet aussi sensible que les acquisitions «objectives» des élèves, amènent souvent à monter des dispositifs imparfaits³ (ils le sont

^{3.} Les sources existantes au ministère de l'Education nationale ne permettent pas toujours d'apparier les caractéristiques des établissements et des données individuelles sur les progressions à un niveau ; de plus, on manque d'épreuves raisonnablement comparables d'un site à l'autre ; ainsi, les données intéressantes que constituent les évaluations nationales administrées aux élèves de 2^{ade} ne sont pas exploitables. Non seulement elles ne sont pas administrées partout, mais les enseignants ne sont pas toujours disposés à en communiquer les résultats.

toujours comparativement aux dispositifs expérimentaux que construisent de toutes pièces les psychologues). Dans la recherche présentée ici, et pour articuler une approche quantitative et une exploration qualitative ciblée, on a retenu une solution consistant, au niveau de l'école primaire, à coupler une évaluation (quantifiée) de l'effet établissement et de l'effet du school mix sur des données existantes (recueillies dans le cadre d'une précédente recherche) et à collecter spécifiquement des données sur les processus sur un nombre plus réduit d'établissements. Il eut bien sûr été préférable de monter un dispositif spécifique unique, et les données secondaires ne sont jamais parfaitement adaptées à la question précise que l'on se pose. Ces données permettent néanmoins d'évaluer d'éventuels effets du school mix sur les progressions et certaines attitudes des élèves sur une base fiable et sur des échantillons raisonnables, au niveau de l'école primaire (un volet, non présenté ici, de la recherche porte sur le niveau du lycée). Elles documentent également (de manière assez distale ici) une variété de processus pédagogiques ou psycho-sociaux susceptibles d'éclairer la genèse des relations entre composition sociale des établissements et résultats et attitudes des élèves.

La modélisation comme substitut à l'expérimentation

Dans les sciences sociales, la modélisation multivariée constitue un substitut à l'expérimentation: dès lors que l'on travaille sur des données nombreuses et diversifiées, les analyses vont permettre de raisonner «toutes choses égales par ailleurs», et d'évaluer l'impact d'une variable net de toutes les relations éventuelles qu'elle entretient avec les autres variables dans le monde réel. Tout comme l'approche expérimentale, la modélisation permet d'effectuer des inférences statistiques sur la base des échantillons.

Dans la recherche en Éducation, la modélisation multivariée revêt la forme de modèles de progressions ou plus largement de transformations entre un état initial et un état final (acquisitions scolaires, attitudes...), intégrant les principales caractéristiques

individuelles dont la littérature montre qu'elles affectent les apprentissages; on examine ainsi, par exemple, si la nationalité de l'élève est associée significativement à ses progressions, à autres caractéristiques personnelles identiques, notamment le milieu social d'origine. On peut ensuite intégrer dans ces modèles le contexte fréquenté dont l'impact sera lui aussi évalué «toutes choses égales par ailleurs», c'est-à-dire pour des élèves de caractéristiques individuelles données; on évaluera ainsi, par exemple, si le fait de fréquenter un établissement à tonalité populaire affecte les progressions des élèves, quelles que soient leurs caractéristiques personnelles et notamment leur appartenance sociale. Cela dit, cette clause du «toutes choses égales par ailleurs» se limite aux variables inclues dans l'analyse et il peut toujours exister des variables inobservées susceptibles de biaiser les résultats. Cela vient notamment de la «non-randomisation» des élèves dans les différents contextes, problème auquel peuvent échapper les psychologues grâce à l'expérimentation. Notons qu'un courant récent de l'économie dite «économie expérimentale» s'efforce de contourner cette difficulté, désignée sous le terme de «problèmes d'endogénéité» en mobilisant des «expérimentations naturelles» (par exemple, sur l'impact de la taille des classes cf. Piketty, 2004).

Il est clair que si l'on pouvait disposer d'un échantillon d'écoles aussi diversifiées que possible et y affecter aléatoirement les élèves la dispersion de leurs apprentissages révélerait l'efficacité différentielle des écoles et les variables de processus qui lui sont attachées. Évidemment, la prise en compte du niveau scolaire initial des élèves limite quelque peu le jeu de ces facteurs inobservés, dans la mesure où ce niveau est vraisemblablement corrélé avec un certain nombre de ces facteurs inobservés (attitudes ou comportement notamment); mais on ne peut jamais être sûr que si impact du contexte il y a (tel effet de la fréquentation d'une classe homogène faible par exemple), cela ne s'explique pas par certaines caractéristiques non observées des élèves regroupés dans ces contextes. C'est le prix à payer quand on travaille en milieu dit naturel, quelle que soit la sophistication des méthodes.

Une première étape: les modèles de progressions des élèves au niveau agrégé

Pour évaluer des effets de contexte, une exigence est, nous l'avons vu, d'adopter une approche longitudinale, avec au moins deux phases d'observation. Le point de départ qui peut apparaître comme le plus immédiat consiste à estimer des modèles de progressions au niveau agrégé, en prenant comme unité d'analyse la classe ou l'école et en expliquant les niveaux d'acquisitions des élèves en fin d'année scolaire par leur niveau initial moyen tel qu'agrégé au niveau des classes. Les modèles agrégés de ce type font apparaître une relation forte entre acquis initiaux et acquis finaux, ce qui atteste du caractère cumulatif des acquis scolaires; mais on remarque qu'en CE1, la liaison entre initial et final est plus forte qu'en CM1.

	CE1		CM1	
	Coef.	t	Coef,	t
Niveau initial moyen de la classe	0,74	10,27***	0,69	7,91***
Constante	26,13	3,65***	31,33	3,61***
R^2	0,54		0,43	

Tableau 2 : Progressions des élèves (explication du score final par le score initial) au niveau agrégé (régression linéaire).

Note: ***: p < .001

Dans les deux cas, la relation entre score initial moyen et score final moyen des classes est linéaire (la linéarité de la relation a été testée): le score final d'une classe est d'autant plus élevé que l'est le niveau initial moyen de ses élèves. Ceci signifie que les progressions au niveau des classes ne revêtent pas une allure différenciatrice, c'est-à-dire que les classes faibles et fortes progressent de la même façon.

Les modèles ci-après (cf. tableau 3) montrent également que la prise en compte de la tonalité sociale de la classe apporte un gain de variance de 2 points pour les deux niveaux scolaires considérés. Les progressions sont donc d'autant plus fortes que le pourcentage d'enfants de milieu favorisé est élevé, dans la classe, sachant que l'influence du pourcentage d'élèves favorisés est seulement tendancielle en CE1 (le pouvoir explicatif global du modèle étant plus fort au CE1). Un des apports précieux des

modèles est qu'ils permettent d'effectuer des simulations. Ainsi, en CE1, pour 10 % de plus d'élèves de milieu favorisé dans la classe, le score moyen final de la classe est de 0,7 point de plus à niveau initial moyen donné. Par conséquent, quand cette variable passe de 10 % à 70 %, l'augmentation de score moyen est de 4,2 points (soit 28 % d'écart-type). En CM1, pour 10 % d'enfants de milieu favorisé supplémentaire, le gain est de 0,9 point à niveau initial moyen donné. À ce niveau, quand on passe de 10 % à 70 % eu égard à cette même variable, l'augmentation de score moyen est de 5,4 points (soit 36 % d'écart-type).

Tableau 3 : Modèles agrégés de progressions intégrant la tonalité sociale de la classe (régression linéaire).

	CE1		CM1	
	Coef.	t	Coef.	t
Niveau initial moyen	0,67	8,24***	0,59	5,95***
% d'enfants de cadres ou de profession intermédiaires	0,07	1,72+	0,09	1,89*
Constante	31,43	4,07***	38,81	4,11***
R^2	0	,56	0	45

Note: ***: p < .001, *: p < .05, : + p < .10

Il s'avère par ailleurs qu'au CE1, la forme quadratique est plus adaptée à la relation : au-delà d'un certain seuil, l'effet sur les progressions moyennes des classes devient moins important. Notons que si, plutôt que de travailler au niveau agrégé de la classe, on se situe au niveau des écoles, les résultats sont comparables.

On peut également intégrer dans l'analyse le degré d'hétérogénéité du niveau initial moyen de la classe. On observe alors un impact négatif de cette variable (plus la classe est hétérogène en début d'année, moins les progressions sont bonnes); cet impact est plus fort en CM1 qu'en CE1 (ce n'est ici qu'une tendance statistique), et les coefficients de la variable «pourcentage d'enfants de cadres ou de profession intermédiaires» ne changent pas par rapport aux modèles précédents. Mais cette relation reste difficile à interpréter; en particulier parce qu'il est grossier, comme le montrent certains travaux, d'opposer des classes hétérogènes à des classes plus homogènes qui peuvent être homogènes-fortes ou homogènes-faibles, soit deux situations aux effets très différents, respectivement positifs et négatifs sur les apprentissages (du moins au collège, cf. Duru-Bellat et Mingat, 1997).

	CE1		СМ1	
	Coef.	t	Coef.	. t
Niveau initial moyen	0,60	6,58***	0,53	4,32***
% d'enfants de cadres ou de profession intermédiaires	0,07	1,91*	0,09	1,85*
Écart-type du niveau initial moyen	-0,36	1,67+	-0,48	1,88*
Constante	43,00	4,16***	51,21	9,12***
R ²	0,57		0	48

Tableau 4 : Modèles agrégés de progressions intégrant la tonalité sociale de la classe, le niveau moyen et l'hétérogénéité (régression linéaire).

Note: ***: p < .001, *: p < .05, : + p < .10

Il faut souligner les limites de ces résultats établis au niveau agrégé: ils traduisent les situations globales des classes mais ne disent rien sur les progressions individuelles des élèves de ces classes. Les situations constatées peuvent en fait renvoyer à des cas de figure très différents: un «noyau» fort d'élèves qui tire la moyenne vers le haut, quelques élèves avec des progressions atypiques, une forte progression moyenne de toute la classe... On ne saurait donc tirer de ces modèles agrégés des conclusions en termes d'effets de l'hétérogénéité des classes, ni de leur niveau moyen, sur la progression d'élèves donnés, au niveau individuel.

En résumé, au niveau agrégé, on est bien en présence de classes différentes, à la fois en termes de composition sociale, d'hétérogénéité et de niveau moyen. Et de façon globale, les progressions moyennes des classes sont d'autant plus fortes que les classes sont de niveau initial élevé et homogènes, et de composition sociale favorisée. Mais avec les modèles agrégés, on ne peut séparer ce qui tient à la dynamique propre au groupe d'élèves et ce qui serait donc un phénomène contextuel, de ce qui tient aux élèves eux-mêmes, et découle de leur agrégation. Or il peut exister ce que l'on désigne dans la littérature sous le terme de «biais d'agrégation», à savoir que des «analyses portant sur des données agrégées peuvent conduire à des résultats notablement différents de ceux portant sur des données individuelles, voire inverses» (Bressoux et al., 1997). Autrement dit, on ne peut déduire d'une relation établie au niveau agrégé une relation correspondante au niveau des individus.

Une autre limite de l'agrégation des données est qu'il est impossible d'étudier la dimension de l'équité (c'est-à-dire la réduction des écarts d'acquisitions entre les élèves en cours de l'année scolaire). En effet, dans les modèles agrégés, chaque classe est caractérisée par un score final moyen et la seule estimation possible est la fonction de transformation moyenne entre le niveau initial moyen et le score final. Or la recherche d'interaction entre un «effet» moyen et les caractéristiques des personnes concernées est aujourd'hui une démarche de routine dans la recherche, et particulièrement dans le domaine éducatif.

Une seconde étape: les modèles intégrant à la fois variables individuelles et contextuelles

Pour surmonter ces deux difficultés et dégager véritablement un éventuel effet du contexte, il faut introduire simultanément dans les modèles variables individuelles et variables contextuelles. Plusieurs alternatives statistiques se présentent alors.

Les modèles MCO sur les données individuelles (moindres carrés ordinaires)

Les modèles jusqu'alors les plus couramment utilisés, quand on cherche à expliquer statistiquement des performances (ou des attitudes), dès lors qu'il s'agit de variables continues, sont des modèles de régression linéaire par les moindres carrés ordinaires. Il s'agit d'une fonction mathématique qui met en relation le score final de l'élève avec un ensemble de variables explicatives. Pour chacune de ces variables, l'équation de régression estime un coefficient dont la valeur renseigne sur l'effet, sachant que la prise en compte de l'erreur-type de ce coefficient permet de se prononcer sur la significativité statistique de la variable.

Ces modèles sont estimés en prenant comme unité d'analyse l'élève, auquel on affecte, comme une caractéristique personnelle, le contexte fréquenté. Ce dernier peut être caractérisé de trois manières: soit de façon globale par la seule appartenance à une classe ou un établissement, par une batterie de variables muettes qui représentent l'appartenance à une classe, ce qui revient à intégrer l'ensemble des facteurs qui peuvent contribuer aux différences de progressions entre les contextes (cf. Mingat,

1984); soit par des variables qui rendent compte de telle ou telle caractéristique de la classe ou de l'école (par exemple l'ancienneté de l'enseignant ou encore la taille de la classe), soit enfin des variables qui caractérisent le contexte par l'agrégation des caractéristiques individuelles (par exemple, le pourcentage d'élèves de milieu social favorisé).

	CE1				
	Coef.	<i>t</i>	Coef.	t	
Sexe : fille versus garçon	+1,07	2,16*	+1,09	2,22*	
Profession du père : cadre ou profession intermédiaire versus autres professions	+1,87	3,14***	+1,05	1,67+	
% d'élèves dans la classe dont le père ou la mère sont cadres ou professions intermédiaires			+0,05	3,80***	
Score au test initial	+0,70	41,15***	+0,69	40,00***	
Constante	29,11	17,14***	28,83	17,14***	
R^2	0,	51	0	,52	

Tableau 5a : Modèles de progressions individuelles au CE1(régression linéaire).

Note: ***: p < .001, *: p < .05, : + p < .10; N = 1802

	CM1				
	Coef,		Coef.	t	
Sexe : fille versus garçon	+0,78	1,72+	+0,81	1,79*	
Profession du père : cadre ou profession intermédiaire versus autres professions	+ 3,42	6,28***	+ 3,09	5,45***	
% d'élèves dans la classe dont le père ou la mère sont cadres ou professions intermédiaires			+0,03	2,10*	
Score au test initial	+0,75	48,04***	+0,74	46,95***	
Constante	23,83	15,29***	23,57	15,10***	
R^2	0,	61	0	,61	

Tableau 5b : Modèles de progressions individuelles au CM1 (régression linéaire).

Note: ***: p < .001, *: p < .05, : + p < .10; N = 1714

Une première série de commentaires généraux concerne le pouvoir explicatif des modèles (le pourcentage de variance expliquée est fourni par l'indicateur R^2). On note à cet égard une différence sensible entre le CE1 et le CM1. Cette différence de R^2 est due essentiellement à la plus forte liaison entre score final et initial au CM1. Cette plus forte liaison montre que le classement des élèves

entre le début et la fin de l'année est plus constant au CM1 qu'au CE1, peut-être parce que la valeur scolaire est plus consistante à ce niveau, vu le caractère cumulatif des acquisitions. La mise en perspective de modèles de progression de ce type, telle que le permettent les travaux de l'IREDU, tend à montrer que le niveau initial pèse d'autant plus qu'on avance dans la scolarité, mais les travaux sont encore trop rares pour qu'on puisse être conclusif sur ce point.

Il faut souligner qu'au niveau agrégé, les résultats étaient de sens inverse (à savoir une plus grande liaison entre score initial et final au CE1 qu'au CM1). En fait, ceci suggère que le contexte classe a plus d'importance au CE1 qu'au CM1, avec pour conséquence que les progressions des élèves d'une même classe (quel que soit le niveau moyen de la classe) se ressemblent plus que les progressions d'élèves de classes différentes. Ceci renvoie peut-être au phénomène évoqué ci-avant, à savoir que la valeur scolaire est moins stabilisée à ce niveau précoce du système. Notons aussi qu'avec ce type de modèle, on observe une influence plus forte de la profession du père au CM1 qu'au CE1 (quand on compare les 2 modèles de la colonne de gauche de chacun des tableaux). Ceci suggère que les différenciations sociales augmentent au cours des années, comme certaines synthèses semblent le confirmer (cf. Duru-Bellat, 2002); en d'autres termes, les acquis scolaires auraient des effets de plus en plus différenciateurs entre groupes sociaux au fur et à mesure que l'on s'éloigne des acquis les plus «basiques».

Venons-en à présent à l'articulation entre phénomènes individuels et phénomènes contextuels.

Quand on ajoute à ces modèles la tonalité sociale de la classe⁴ (cf. les colonnes de droite dans les deux tableaux), on observe, comme on pouvait s'y attendre, que le coefficient de la variable indiquant l'appartenance sociale individuelle («père cadre ou profession intermédiaire») diminue légèrement (il n'est plus que tendanciel): ceci montre que l'environnement classe absorbe

^{4.} Cette variable est définie lci par le pourcentage de pères cadres ou profession intermédiaire ou de mères occupant également ce type d'emploi. En CE1, la valeur moyenne est de 22,7% et elle varie de 0 à 60% selon les classes (avec une classe atypique à 80%).

une partie des effets individuels de la catégorie sociale d'appartenance. On peut faire l'hypothèse (nous y reviendrons) que si les écarts entre enfants de cadre et d'ouvrier sont moins marqués à tonalité sociale de la classe donnée, c'est vraisemblablement que les élèves de milieu défavorisé gagnent à fréquenter une classe à tonalité sociale favorisée. Toujours est-il que cet effet d'une tonalité sociale de la classe favorisée est positif et significatif aux deux niveaux, mais un effet plus fort est détecté au niveau du CE1, ce qui conforte le constat fait précédemment comme quoi le contexte a plus d'effet au CE1 qu'en CM1.

Pour donner une traduction concrète à l'effet de la variable tonalité sociale (% d'élèves dans la classe dont le père ou la mère sont cadres ou professions intermédiaires), on peut calculer des simulations. Ainsi, au CE1, être dans une classe où le pourcentage d'élèves de milieu favorisé est de 80 % apporte un avantage d'environ 3 points par rapport à la fréquentation d'une classe où ce pourcentage n'est que de 20 %. Au CM1, le gain en termes de progression, entre ces deux situations extrêmes est, pour un élève de caractéristiques données, «seulement» d'environ 1,8 point. Au total, même s'il peut être jugé modeste, on aurait donc bien, selon ces modèles, un effet de la composition de la classe au-delà de l'effet individuel de l'origine sociale.

Même si jusqu'à ces dernières années c'est la méthode qui a prévalu, les modèles MCO souffrent de limitations particulières. On sait aujourd'hui que ces modèles ne permettent pas de mesurer avec précision l'impact des variables de contexte, et l'on considère qu'il est préférable d'utiliser un autre type de modélisation : les modèles multiniveaux.

2.2.2. Les modèles multiniveaux⁵

Le principal intérêt des modèles multiniveaux (utilisés dans les pays anglo-saxons à partir du milieu des années 80) est de permettre d'analyser des données hiérarchisées ce qui est

particulièrement intéressant dans l'étude des phénomènes avant trait à l'éducation. Dans la présente recherche, deux niveaux d'analyse sont présents: les élèves (niveau individuel) et les classes (niveau contextuel). L'objectif est alors de pouvoir distinguer dans l'explication du phénomène étudié, en l'occurrence ici les progressions des élèves, et cela dans une même phase d'analyse, ce qui tient d'une part aux caractéristiques individuelles des élèves (origine sociale, sexe, niveau initial...) et d'autre part aux caractéristiques de la classe (niveau initial moyen, tonalité sociale...). Les modèles utilisés précédemment ne permettent pas cette analyse simultanée des deux niveaux d'analyse; les modèles estimés au niveau agrégé ne fournissent qu'une analyse au niveau classe alors que les modèles de régression estimés au niveau individuel analysent la variance des scores des élèves et, bien que des variables de contexte puissent être intégrées à ces modèles comme nous venons de le faire précédemment, l'impact de ces variables de contexte n'est mesuré que de façon imparfaite. En effet, les modèles MCO n'estiment que des effets fixes qui correspondent à des variables dont le nombre de modalités est fini (par exemple : fille ou garçon), or le fait d'estimer des effets fixes sur les variables du niveau classe n'est pas adapté à notre questionnement. On doit en effet considérer les classes comme un ensemble de variables ayant un nombre infini de modalités dont on n'observe qu'un seul échantillon car ce ne sont pas les classes en tant que telles qui nous intéressent.

Cela a une conséquence sur les inférences statistiques que l'on peut faire, car si celles réalisées sur les effets fixes ne sont pas entachées d'erreur (elles concernent uniquement les modalités des variables effectivement manipulées), celles effectuées à partir des effets aléatoires sont affectées d'erreur d'échantillonnage (Bressoux, Pansu, 2003). Les estimations incorrectes des variables de contexte avec les MCO sont dues alors au fait que les erreurs-types des coefficients sont sous-estimées (puisque l'on ne tient pas compte des erreurs d'échantillonnage ni des différents niveaux de l'analyse). Il peut alors se produire que l'effet d'une variable de contexte puisse être considéré comme significatif avec les modèles MCO (du fait de la plus faible erreur-type du coefficient associé à cette variable) alors qu'une estimation réalisée sur la base d'un modèle multiniveau ne permettra pas de

^{5.} Plusieurs logiciels permettent de réaliser des analyses multiniveaux ; nous avons pour notre part utilisé la procédure «proc mixed » intégrée dans le logiciel SAS depuis une dizaine d'années. On trouvera in Singer (1998) une présentation détaillée de son utilisation dans un exemple directement appliqué au champ de la recherche en éducation.

juger l'effet statistiquement significatif (du fait de la meilleure estimation de l'erreur-type du coefficient). Nous avons donc estimé ce type de modèle aux deux niveaux scolaires étudiés.

Paramètres	Modèle	e A (vide)	Mo	dèle B	Мо	dèle C
Effets fixes						
Constante	99,59	(0,82)***	29,21	(1,76) ***	29,49	(1,76)***
Score individuel initial			0,70	(0,02)***	0,70	(0,02)***
Sexe : Fille (référence garçon)		·	0,96	(0,45)*	0,97	(0,45)*
Profession du père : père cadre ou profession intermédiaire (référence autres profession du père)			1,27	(0,56)*	1,13	(0,57)*
% d'élèves dans la classe dont le père ou la mère sont cadres ou professions intermédiaires					0,99	(0,55) *
Effets aléatoires						
Niveau 2 : variance interclasse	51.76	(9,13)	22,78	(4,11)	22,14	(4,03)
Niveau 1 : variance intraclasse	174,95	(5,98)	87,01	(2,98)	87,01	(2,98)
Pourcentage de variance interclasse expliquée	· .		56	5,0%	57	7,2%
Pourcentage de variance intraclasse expliquée	*		50),0 %	52	2,3 %
- 2 log L	145	591,5	13	326,8	13	323,0

Tableau 6a : Modèles multiniveaux de progression en CE1.

Note: N = 1802,

Seuil de significativité des effets fixes : + : tendanciel à .10, * : significatif à .05, ** : significatif à .01, *** : significatif à .001.

Les erreurs type des coefficients figurent entre parenthèses.

Tableau 6b : Modèles multiniveaux de progression en CM1.

Paramètres	Modèl	e D (vide)	Mo	odèle E	M	odèle F
Effets fixes						
Constante	99,91	(0,75)***	21,88	(1,54)***	21,95	(1,55)***
Score individuel initial	!		0,77	(0,01)***	0,77	(0,01)***
Sexe : Fille (référence garçon)			0,67	(0,40) +	0,68	(0,40) +
Profession du père : père cadre ou profession intermédiaire (référence autres profession du père)			3,04	(0,49) ***	3,01	(0,49)***
% d'élèves dans la classe dont le père ou la mère sont cadres ou professions intermédiaires					0,37	(0,57) n.s.
Effets aléatoires						
Niveau 2 : variance interclasse	38,33	(7,34)	23,89	(4,18)	24,06	(4,23)
Niveau 1 : variance intraclasse	186,83	(6,55)	64,76	(2,27)	64,77	(2,27)
Pourcentage de variance interclasse expliquée	- 11."	"	3	7,67	3	7,23
Pourcentage de variance intraclasse expliquée			65	5,34	69	5,33
- 2 log L	139	65,3	12	195.6	12	194,5

Seuil de significativité des effets fixes : n.s. : non significatif, + : tendanciel à .10, * : significatif à .05, **: significatif à .01, ***: significatif à .001. Les erreurs type des coefficients figurent entre parenthèses

Les modèles donnent 1) des effets fixes, c'est-à-dire l'impact spécifique de chaque variable explicative sur la variable dépendante, 2) des effets aléatoires, permettant de décomposer la variance globale du phénomène, et donnant pour chaque niveau un coefficient aléatoire représentant la part de variance résiduelle (c'est-à-dire non expliquée par le modèle) qui lui est attachée, 3) les parts de variance expliquée à chacun des niveaux, qui sont un indicateur de la pertinence globale du modèle testé, 4) la statistique du maximum de vraisemblance (-2 log L), la différence de valeur de cette statistique entre un modèle donné incluant n paramètres et un modèle en incluant n+k suit une loi du χ^2 à k degrés de liberté. Elle permet de tester la significativité globale d'un modèle particulier par rapport à un autre.

Dans un premier temps, un modèle dit vide (ou inconditionnel), n'incluant aucune variable explicative, produit une décomposition de la variance totale des acquis scolaires en fin d'année en une part de variance inter-classes et une part de variance intraclasse (modèle A). Cette décomposition donne une évaluation de la ressemblance entre les élèves d'une même classe. Aux deux niveaux scolaires (CE1 et CM1), les modèles suggèrent l'existence d'un effet contextuel.

Dans le modèle B, les coefficients des variables individuelles sont proches des modèles mononiveau précédents, on notera toutefois le plus faible coefficient de la variable d'origine sociale des
élèves (1,27 au lieu de 1,87 précédemment en mononiveau).
Enfin, dans le modèle C, l'ajout de la variable tonalité sociale de
la classe procure un accroissement de 1,2 point de la variance
interclasse. Le coefficient est de +0,99 (tendanciel au seuil de
7 %), soit 3 points de progressions supplémentaires quand on
passe de 20 à 80 % d'élèves favorisés dans une classe (cette
variable est centrée réduite: moyenne 0 et écart-type de 1).
L'effet est comparable aux modèles mononiveau mais l'erreurtype du coefficient étant plus élevée, la probabilité critique est de
7 % au lieu de 1 % avec le modèle multiniveaux. Les résultats sont
donc plus incertains mais l'estimation de l'erreur-type est plus
précise qu'avec les MCO.

Une forme non linéaire de la variable de tonalité sociale a été testée, la forme quadratique s'avère mieux adaptée que la spécification linéaire, les coefficients sont les suivants pour les deux termes de la variable.

	Coefficient	Erreur-type	t	p.
% d'enfant de milieu social favorisé	1,74	0,61	2,83	0,00**
% d'enfant de milieu social favorisé au carré	-1,12	0,438	-2,55	0,01**

Tableau 7 : Effets de la non linéarité de la tonalité sociale sur les progressions (CE1).

Note: **: significatif à .01

L'effet de la variable est positif jusqu'à un certain seuil – environ 60 % d'élèves de milieu favorisé dans la classe –, puis on relève au-delà un impact marginal décroissant dont atteste le coefficient négatif de la variable au carré.

Au niveau du CM1, comme le montre le modèle vide, la variance inter-classe est plus faible qu'en CE1: il se confirme qu'il y a moins d'influence globale du groupe classe sur les progressions des élèves. Comme avec les MCO, il y a bien une influence plus

forte de l'origine sociale en CM1 qu'en CE1, mais pas d'effet d'une tonalité sociale favorisée (% d'élèves dans la classe dont le père ou la mère sont cadres ou professions intermédiaires) sur les progressions. Ce dernier résultat montre à nouveau l'utilité des modèles multiniveaux car on concluait à un impact significatif de cette variable avec les modèles MCO.

En conclusion, l'utilisation des modèles multiniveaux permet de mieux appréhender les effets du contexte mais souvent au prix d'une estimation de leur significativité «à la baisse». Ce qui confirme qu'avec les modèles MCO, l'impact des variables de contexte est surestimé, même si le sens des coefficients reste identique.

L'articulation entre plusieurs dimensions du contexte

Bien que la variable privilégiée dans cette recherche soit la tonalité sociale de la classe, une démarche analogue a été suivie, de manière moins approfondie, avec la variable niveau moyen de la classe au test initial. Alors que cette variable était corrélée positivement avec les progressions dans les modèles agrégés, dans les modèles individuels qui tiennent compte des caractéristiques des élèves (origine sociale et niveau initial) et de la tonalité sociale de la classe, les résultats sont totalement différents. Au CE1 le niveau initial moyen de la classe présente un coefficient négatif mais non significatif; au CM1, le coefficient est également négatif et son impact est statistiquement significatif. Dans les deux cas, toutes choses égales par ailleurs (et donc pour des élèves de caractéristiques données), on progresserait donc d'autant moins que la classe est initialement de bon niveau.

Notons que cette tendance à un effet négatif du niveau initial de la classe est contraire à ce qui est observé jusqu'alors dans la littérature sociologique au niveau du secondaire (cf. par exemple Fraine et al., 2003 et toutes les recherches sur les effets de l'ability grouping). Elle converge par contre avec ce qui se dégage des travaux conduits en psychologie sociale, où l'accent est mis sur les processus de comparaison sociale au sein du groupe classe, et où l'on prévoit à l'inverse que les progressions seront amoindries dans les contextes forts, du fait d'une moindre estime de soi des

élèves, en vertu de l'effet dit du big fish-little pond. Ainsi, depuis une vingtaine d'années, Marsh (cf. notamment 1984, 1991) explore les relations entre niveau académique du contexte (établissement fréquenté), concept de soi et résultats scolaires (et aussi choix d'orientation). Dans une recherche comparative récente sur 26 pays, Marsh et Hau (2003) démontrent à nouveau que l'estime de soi (scolaire) est d'autant plus faible que la qualité académique de l'établissement est élevée, ce qui laisse augurer de moins bonnes performances. Si les divergences entre résultats ne recouvrent pas les clivages entre disciplines, elles renvoient sans doute à la fois à la façon dont les résultats sont appréhendés, ainsi qu'au niveau scolaire pris en compte (ne serait-ce que parce que l'ampleur des variations entre élèves varie, et que l'adaptation des enseignants à ces différences varie sans doute elle aussi dans son ampleur et ses modalités). En ce qui concerne le niveau primaire exploré ici on peut suggérer, à titre d'hypothèse, que quel que soit le niveau de la classe, les objectifs à atteindre en termes de connaissances scolaires sont davantage bornés que dans le secondaire; les classes déjà fortes ne peuvent alors progresser au-delà des acquis élémentaires requis à ce niveau, alors que dans le secondaire, les enseignants ont des possibilités d'approfondissements moins limitées, qu'ils exploiteraient à fond avec les «bonnes» classes. Notons enfin que les résultats peuvent varier selon qu'est prise en compte ou non la position relative de chacun des élèves par rapport au niveau moyen de sa classe (pour un exemple de construction et de prise en compte de cette variable «position», cf. Duru-Bellat et Mingat, 1997).

Nous avons repris cette interrogation avec des modèles multiniveaux en intégrant dans les modèles à la fois la tonalité sociale et le niveau moyen de la classe au test initial. Les résultats sont concordants avec ceux des MCO, au niveau du CE1, à savoir que le niveau initial moyen de la classe ne joue pas de façon significative sur les progressions des élèves quand on contrôle la tonalité sociale des classes.

Au niveau CM1, quand on tient compte de ces deux dimensions contextuelles, on observe d'une part que la tonalité sociale joue alors significativement, les progressions dans les classes étant d'autant meilleures que le pourcentage d'élèves de milieu social favorisé est élevé, et d'autre part que le niveau initial de la classe joue également significativement dans un sens négatif, alors qu'il n'exerce pas d'influence quand il est introduit sans la tonalité sociale des classes. Il y a donc bien un phénomène spécifique complexe d'articulation entre les caractéristiques du public d'élèves: on progresse plus dans les classes faibles et dans les classes à public favorisé sachant que dans la réalité ces deux caractéristiques varient en sens inverse. Pour comprendre ce phénomène, il est important d'examiner les caractéristiques des classes dans ces deux dimensions en revenant sur les informations apportées par les données agrégées. On constate alors que certaines classes de CM1 sont atypiques eu égard à leur niveau initial très faible (inférieur à 90), sachant que ces classes scolarisent très majoritairement des élèves de milieu populaire. Si on exclut ces classes (au nombre de 6) de l'analyse, le niveau initial moyen n'exerce plus d'influence significative alors que l'influence de la tonalité sociale continue, quant à elle, d'être significative.

Sans nous engager ici dans une discussion sur le fond, et pour rester centré sur des questions de méthode, soulignons deux points importants. En premier lieu, on rappellera que l'estimation de l'impact d'une variable est toujours contingente à l'ensemble des variables introduites dans les modèles. Ainsi, l'influence d'un facteur peut être sur ou sous-estimée selon que l'on a omis de tenir compte d'une autre variable dont les effets viendraient contrarier ou au contraire conforter ceux de la première. En second lieu, on soulignera l'importance de la nature de l'échantillon: les estimations sont en effet très sensibles à cette caractéristique. En particulier, l'appréciation des effets de contexte nécessite un nombre de classes important, car les cas atypiques vont affecter d'autant plus les relations que l'échantillon est restreint. Toujours est-il qu'avant de parler de divergences entre les résultats de la recherche sur ces questions, il convient d'examiner soigneusement, à la fois les caractéristiques du contexte prises en compte et les données mobilisées. Des effets de contexte identiques pour tous les élèves? La recherche d'effets d'interaction.

La littérature montre que, de manière générale, les effets de contexte sont plus marqués chez les élèves les plus faibles et/ou de milieu social défavorisé (Duru-Bellat, 2003). Une question est donc d'examiner l'articulation qui existe entre les effets de l'origine sociale des élèves et la composition sociale du groupe qu'ils fréquentent, en mesurant l'effet de cette dernière sur des élèves d'origine sociale différente.

Cela exige de construire et d'intégrer dans les modèles deux variables d'interaction : « richer » (% d'élèves dans la classe dont le père ou la mère sont cadres ou professions intermédiaires pour les élèves dont le père est cadre ou prof. intermédiaire) et «richep» (% d'élèves dans la classe dont le père ou la mère sont cadres ou professions intermédiaires pour les élèves dont le père n'est pas cadre ni de prof intermédiaire). Les résultats, toujours établis sur la base de modèles multiniveaux montrent au niveau du CE1 un effet différencié de la tonalité sociale : seuls les élèves d'origine sociale modeste (dont le père n'est ni cadre ni de profession intermédiaire) profitent d'une composition sociale de la classe globalement favorisée. Ceci permet de comprendre les résultats détectés précédemment dans les deux types de modèles (MCO et multiniveaux), à savoir l'atténuation des écarts de progressions entre élèves en fonction de l'origine sociale quand on prend en compte la tonalité sociale de la classe: les élèves de milieu défavorisé comblent d'autant plus leur retard qu'ils fréquentent une classe à tonalité favorisée. Au CM1, on ne note par contre pas d'effet différencié de la composition sociale de la classe selon l'origine sociale de l'élève.

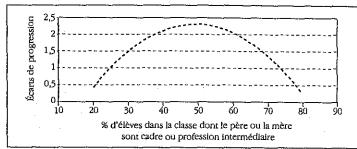
	Coefficient	Erreur-type	t	p.
Richer	+1,07	3,37	0,32	0,75 n.s.
Richep	+5,94	2,71	2,19	0,03 **

Note: **: significatif à .01

Tableau 8 : Effets des variables d'interaction entre variables d'origine sociale et de tonalité sociale de la classe dans les modèles de progression au CE1.

Il est intéressant, de façon complémentaire, de voir si l'effet contextuel de la composition sociale de la classe détecté pour les élèves d'origine modeste est susceptible de combler le handicap tenant à leur propre origine sociale sur les progressions, donc s'il y a en quelque sorte compensation entre le poids des facteurs individuels et des facteurs contextuels au cours d'une année scolaire donnée. Des simulations effectuées entre des enfants de cadre ou de profession intermédiaire et des enfants de milieu social plus modeste scolarisés dans des classes à composition sociale variées mettent en évidence un effet compensatoire de la tonalité sociale du groupe classe⁶. Ces simulations sont visualisées sur le graphique 3.





Note : La ligne horizontale représente la référence, c'est-à-dire les enfants de cadre supérieur ou de prof intermédiaire. Donc, par rapport à cette référence (qui vaut 0), les écarts de progression des enfants de milieu modeste sont matérialisés par la ligne en pointillés. Ainsi, dans une classe où l'on a 30 % d'enfants de cadre ou de prof intermédiaire, les enfants de milleu modeste ont (toutes choses égales par ailleurs) des progressions supérieures d'environ 1,5 point à celles des enfants de milleu plus favorisé.

Le graphique montre que dès lors que le groupe classe est composé d'au moins 20 % d'enfants de milieu favorisé, les enfants de milieu modeste réalisent (toutes choses égales par ailleurs, et notamment à niveau initial donné) des progressions légèrement meilleures que les enfants de cadres. Cet écart est le solde de deux effets de sens inverse: l'influence négative sur les progressions de l'origine sociale individuelle de l'élève d'une part, de l'effet positif associé chez les élèves de milieu populaire à la fréquentation d'une classe de tonalité sociale plutôt favorisée d'autre part. Par exemple, dans une classe dans laquelle on compte 50 % d'enfants de milieu favorisé, un enfant de milieu modeste a des progressions supérieures de 2,29 points à celles d'un enfant de cadre (ligne en pointillés sur

^{6.} Ces simulations sont faites à partir d'un modèle intégrant les mêmes variables de contrôle que dans le modèle C du tableau 6A.

le graphique). Ces 2,29 points sont le résultat, d'une part de l'influence négative de l'origine sociale et d'autre part de l'influence positive de la composition sociale de la classe (+3,62 points avec la spécification quadratique). Dans ce graphique, les progressions des enfants de milieu favorisé constituent une référence unique, quel que soit le contexte de la classe, puisque rappelons-le, leurs progressions ne sont pas affectées positivement par la tonalité sociale de la classe.

Il faut souligner que c'est surtout dans l'intervalle 40 à 60 % d'élèves de milieu favorisé que les écarts deviennent réellement importants (supérieurs à 2 points); ceci renvoie sans doute à des phénomènes de composition de groupes (critical mass d'enfants de milieu favorisé, bénéfique aux enfants de milieu populaire, notamment autour d'une situation de relatif équilibre, mais le devenant moins à partir d'un certain seuil), phénomènes dont l'analyse reste à faire. Évidemment, ces résultats sont des simulations qui sont à interpréter en fonction de la réalité des situations rencontrées dans l'échantillon. Ainsi, sur nos données, il y a moins de 25 % des élèves de milieu populaire qui sont effectivement dans des classes où il y a au moins 40 % d'élèves favorisés. Il n'y a également que 35 % d'élèves de milieu populaire qui fréquentent des classes où le pourcentage d'élèves favorisés est compris entre 30 et 70 %. Autrement dit, la probabilité pour un élève de milieu populaire de se trouver dans une situation dans laquelle la composition sociale de la classe compense le handicap de progression lié à son origine sociale n'est pas très élevée. Il faut souligner enfin que cette compensation n'intervient que dans une période de temps donnée. Or, il faut rappeler qu'à l'entrée au CE1, l'écart absolu entre enfants de cadres et enfants d'ouvriers est de l'ordre de 10 points (soit deux-tiers d'écart-type dans la distribution des acquis initiaux). On ne saurait pour autant en déduire qu'il suffirait de 5 années de scolarisation dans ce type de contexte pour que les enfants de milieu défavorisé rattrapent leur retard en terme d'acquisitions. En effet, on ne peut strictement comparer les chiffres qui rendent compte des écarts d'acquisitions d'une année sur l'autre car la nature des acquisitions étant différente chaque année, les échelles de mesure ne sont pas strictement comparables. Cela dit, ces simulations soulignent la portée compensatoire de certaines situations de contexte.

Discussion

Même s'ils sont «quantitativement» modérés, les effets de contexte sont donc importants et on ne saurait s'arrêter à leur seule prise en compte comme des «boîtes noires»: il faut explorer les processus qu'ils recouvrent. Ceci exige des réflexions théoriques — qu'est-ce que le contexte? — et, sur le plan empirique, des explorations plus approfondies — quelles sont les facettes pertinentes et comment les observer?

Dans la recherche en Education, le contexte est tout d'abord perçu comme l'ensemble des «conditions de travail» des élèves, telles que les déterminent des paramètres aussi disparates que les dotations budgétaires (et leurs conséquences: taille des classes, qualification des maîtres...), les programmes théoriques et leur couverture effective, les interactions avec le maître et avec les pairs, etc. Tout ceci construit un «destin commun» partagé par les élèves d'un même contexte : c'est l'« offre », comme le disent les économistes, ou le «traitement» auquel ils sont exposés. La recherche à orientation psychologique se polarise davantage sur le contexte interactif tel que construit par les interactions maître/élèves et entre élèves, et aussi par les normes et attitudes qui se mettent en place à la fois chez les enseignants et chez les élèves, dans un contexte donné. Evidemment, on ne saurait borner a priori le contexte : sa dimension géographique (un contexte rural, un quartier, comme l'explorent par exemple Goux et Maurin, 2003) peut dans certains cas peser sur la variable cible de l'analyse, et c'est précisément cet empan très large de la notion de contexte (de la zone géographique plus ou moins étendue au «contexte de soi» des psychologues), qui fait la difficulté (mais aussi le caractère oecuménique) de cette notion.

Dans la recherche présentée ici, certaines pistes se sont avérées intéressantes pour comprendre l'impact de la tonalité sociale. Ainsi, nous avons observé chez les enseignants des attentes très contrastées, selon les contextes, qu'on appréhende ces attentes en leur demandant combien de leurs élèves parviendront jusqu'au baccalauréat ou s'ils estiment que les programmes actuels sont réalistes, vu le niveau de leur public. Dès l'école primaire, les enseignants semblent convaincus qu'ils font face à des élèves de

niveau inégal, selon les contextes. Cette perception n'est pas fausse, mais elle aussi auto-réalisatrice, puisque les enseignants vont adapter en conséquence leur niveau d'exigence selon les contextes. Ceci pourrait contribuer à expliquer la tendance à une moindre progression dans les établissements et les classes au public populaire, dans la mesure où il s'agit là de facteurs (en l'occurrence la couverture des programmes et plus largement ce que les anglo-saxons désignent sous le terme d'opportunity to learn) dont toute la littérature montre l'influence sur les acquisitions des élèves.

En ce qui concerne les élèves, il est apparu intéressant de prendre en compte un certain nombre d'attitudes dont on sait (cf. notamment Monteil et Huguet, 2002) qu'à la fois elles affectent la performance scolaire et sont sensibles au contexte. On sait par exemple que dans l'espace de la classe, où les élèves font l'objet d'évaluations constantes de la part des maîtres, des processus de comparaison sociale sont sans cesse à l'œuvre, et influent sur les performances, sachant qu'à cet égard, le niveau des autres élèves (et donc la composition du groupe, en termes scolaire ou social) est essentiel. On a donc estimé des modèles logistiques explicatifs de la probabilité de s'estimer d'un niveau faible ou bon. L'évaluation de son propre niveau de réussite n'apparaît pas liée à la composition scolaire de sa classe. Par contre, il existe un effet du social mix: à caractéristiques individuelles identiques (notamment à valeur scolaire équivalente, mesurée par des épreuves standardisées), les élèves des classes les plus défavorisées socialement s'attribuent des niveaux plus élevés que leurs homologues des classes moins défavorisées. Ceci pourrait s'expliquer par des comparaisons sociales moins défavorables (moins «menaçantes» pour l'estime de soi), mais aussi peut-être par la notation, dont nombre de travaux montrent qu'elle est en moyenne plus indulgente, dans les milieux scolaires défavorisés. Mais si ce résultat converge avec les travaux de Marsh (1984, 1991), rappelons que pour autant les progressions ne s'avèrent pas meilleures dans les classes populaires.

Enfin, les projets scolaires et professionnels des élèves ont été examinés, en ce qu'ils sont à la fois un «produit» de la socialisation scolaire et un «ingrédient» de l'investissement dans les

études. L'ambition des enfants en fin de primaire apparaît (déjà) variable selon leur milieu social d'origine (les enfants de cadres projettent plus souvent de devenir cadres eux-mêmes). Mais, comme la littérature existante le laissait prévoir, la classe fréquentée exerce une influence sur les aspirations des élèves, notamment sur les plus défavorisés: ils sont encore moins nombreux à envisager une profession d'ouvrier quand ils fréquentent une classe au public favorisé que quand ils sont scolarisés dans une classe populaire (0 % contre plus de 9 %), et réciproquement plus nombreux à envisager alors une profession de cadres (51 % contre 33 %). Les aspirations professionnelles des élèves de milieu favorisé sont moins sensibles au contexte et globalement plus ambitieuses.

Il se confirme donc que la composition scolaire et sociale de l'établissement fréquenté affecte les attitudes et les visées scolaires qui vont vraisemblablement influer sur l'investissement et la réussite scolaire, et aussi sous-tendre les orientations. Le rôle de la tonalité sociale du contexte est peut-être d'ailleurs plus fort concernant les choix scolaires que la réussite *stricto sensu*.

En conclusion, la question de l'appréhension des effets de contexte est difficile et délicate sur le plan méthodologique. Pour plusieurs raisons. Tout d'abord, plus encore que dans d'autres domaines, il est capital de bien spécifier les résultats obtenus. Nous l'avons évoqué, les effets de telle ou telle modalité du contexte (academic ou social mix par exemple) peuvent être de sens différents selon ce qui est étudié (acquis scolaires ou attitudes); en particulier, bien que cette question reste largement ouverte, les effets de la mixité sociale, tels qu'étudiés jusqu'alors dans la littérature à orientation sociologique, seraient plutôt positifs sur les acquis, et moins positifs sur les attitudes. Ce qui est mieux établi est qu'ils seraient faibles pour certains élèves, plus marqués pour d'autres, en général les moins favorisés.

Les résultats doivent également être spécifiés eu égard au champ effectivement exploré. Quand on s'intéresse aux effets de contexte et quelle que soit l'appartenance disciplinaire, la recherche s'appuie sur ce qui existe, avec en particulier la diversité des situations telles qu'elles sont; les variables de contexte se prêtent mal aux manipulations, et les résultats sont donc contingents à la distribution des données empiriques intégrées dans l'analyse. De plus, dans la réalité, les diverses dimensions du contexte sont fréquemment liées; la clause «toutes choses égales par ailleurs» est évidemment une abstraction, qui a sa place dans un raisonnement de type expérimental mais ne dispense pas d'un retour aux conditions réelles, historiques, sauf à faire de la sociologie fiction (cf. Passeron, 1991). La question de savoir si cela a toujours un sens d'estimer l'impact spécifique de facteurs qui dans la réalité sont très fréquemment confondus, qui se pose dans toutes les sciences humaines, revêt ici une portée particulière.

Car les enjeux pédagogiques et de politique éducative des questions de contexte sont bien réels: faut-il défendre la mixité sociale (et comment la gérer), faut-il organiser des classes de niveau, avec à l'esprit quel objectif prioritaire (maximiser les acquis des élèves, préserver au mieux leur estime de soi, minimiser les inégalités...). À travers ces travaux et ces débats, c'est évidemment la question de l'influence spécifique de l'école, des marges d'action des enseignants, qui est posée. La responsabilité professionnelle des chercheurs – leur capacité à produire des analyses fiables, et pour ce faire leur souci de croiser les perspectives et les méthodes et de répliquer tant qu'il le faut leurs travaux – est alors d'autant plus lourde que les enjeux sont importants.

Références bibliographiques

Bressoux, P. (1995). Les effets du contexte scolaire sur les acquisitions des élèves: Effet-école et effets-classes en lecture. *Revue Française de Sociologie*, *36*, 273-294.

Bressoux, P. (2000). Modélisation et évaluation des environnements et des pratiques d'enseignement. Rapport pour l'HDR, Université de Grenoble II - Pierre Mendès France, Grenoble Bressoux, P., Coustère, P., & Leroy-Audouin, C. (1997). Les modèles multiniveaux dans l'analyse écologique: Le cas de la recherche en éducation. *Revue Française de Sociologie, 38*, 67-96.

Bressoux, P., & Pansu, P., (2003). Quand les enseignants jugent leurs élèves. Paris : PUF.

Duru-Bellat, M. (2002). Les inégalités sociales à l'école : Genèse et mythes. Paris : PUF.

Duru-Bellat, M. (2003). Les apprentissages dans leur contexte: Les effets de la composition de l'environnement scolaire. *Carrefours de l'éducation, 16*, 182-206.

Duru-Bellat, M., Danner, M., Landrier-Le Bastard, S., & Piquée, C. (2004a). Les effets de la composition scolaire et sociale du public d'élèves sur la réussite et les attitudes des élèves: Évaluation externe et explorations qualitatives. Rapport pour le Commissariat Général au Plan, Cahier de l'IREDU, n° 65.

Duru-Bellat, M., Landrier-Le Bastard, S., Piquée, C., & Suchaut, B. (2004b). Tonalité sociale du contexte et expérience scolaire des élèves au lycée et à l'école primaire. *Revue française de sociologie, 45*, n° 3, 441-468.

Duru-Bellat, M., & Mingat, A. (1988). Le déroulement de la scolarité au collège: Le contexte «fait des différences». Revue Française de Sociologie, 29, 649-666.

Duru-Bellat, M., & Mingat, A. (1997). La constitution de classes de niveau par les collèges: Les effets pervers d'une pratique à visée égalisatrice. *Revue Française de Sociologie*, 38, 759-790.

Fraine, B. de, Van Damme J., Van Landeghem, G., Opdenakker, M. C., & Onghena, P. (2003). The effets of schools and classes on language achievement. *British Educational Research Journal*, 29, n° 6, 841-859.

Gamoran, A., & Mare, R. D. (1989). Secondary school tracking and educational inequality: Compensation, reinforcement, or neutrality? *American Journal of Sociology*, n° 94, 1146-1183.

Gorard, S., & Taylor, C. (2002). What is segregation? Sociology, 36, n° 4, 875-895.

Goux, D., & Maurin, E. (2003). Neighborhood Effects on Performance at School. Paris: CREST (miméo).

Grisay, A. (1997). L'évolution des acquis cognitifs et socio-affectifs des élèves au cours des années de collège. *Les Dossiers d'Education et Formations*, n° 88.

Marsh, H. (1984). Self-concept: The application of a frame of reference model to explain paradoxical results. *Australian Journal of Education*, 28, 165-181

Marsh, H. W. (1991). The failure of high ability high schools to deliver academic benefits: The importance of academic self-concept and educational aspirations. *American Educational Research Journal*, 28, 445-480

Marsh, H. W., & Hau, K.-T. (2003). Big-Fish-Little-Pond Effect on Academic Self-Concept. *American Psychologist*, 58, n° 5, 364-376.

Monteil, J.-M., & Huguet, P. (2002). Réussir ou échouer à l'école: Une question de contexte? Grenoble: PUG.

Opdenakker, M.-C., & Van Damme, J. [et al.] (2002). The Effects of Schools and Classes on Mathematics Achievement. School Effectiveness and School Improvement, 13, n° 4, 399-428.

Passeron, J.-C. (1991). Le raisonnement sociologique. Paris: Nathan.

Piketty, T. (2004). L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans les écoles françaises. Texte disponible sur le site http://pythie.cepremap.ens.fr

Singer, J. D. (1998). Using SAS PROC MIXED to fit Multilevel Models, Hierarchical Models, and Individual Growth Models. *Journal of educational and Behavorial Statistics*, 24, n° 4, 323-355

Sorensen, A. B., & Morgan, S. L. (2000). School Effects: Theorical and Methodological Issues. In M. T. Hallinan (Ed.), *Handbook of the Sociology of Education* (pp. 137-160). New York: Kluwer Academic.

Slavin, R. (1990). Achievement Effects of Ability Grouping in Secondary Schools: A Best-Evidence Synthesis. *Review of Educational Research*, 60, n° 3, 471-499.

Zanten, A. van. (2001). L'école de la périphérie, Paris : PUF.

Zanten, A. van. (1996). Fabrication et effets de la ségrégation scolaire. In S. Paugam (Dir.), *L'exclusion, l'état des savoirs* (pp. 281-291). Paris: La Découverte.