

Revisiter l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours

Reconsidering the effects of multigrade classes in France

Considerar de nuevo la eficacia pedagógica de las clases con varios niveles

Pädagogische Wirksamkeit der Mehrstufenklassen

Christine Leroy-Audouin et Bruno Suchaut



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/rfp/773>

DOI : 10.4000/rfp.773

ISSN : 2105-2913

Éditeur

ENS Éditions

Édition imprimée

Date de publication : 1 septembre 2007

Pagination : 103-118

ISBN : 978-2-7342-1096-2

ISSN : 0556-7807

Référence électronique

Christine Leroy-Audouin et Bruno Suchaut, « Revisiter l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours », *Revue française de pédagogie* [En ligne], 160 | juillet-septembre 2007, mis en ligne le 01 septembre 2011, consulté le 23 mars 2021. URL : <http://journals.openedition.org/rfp/773> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/rfp.773>

Revisiter l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours

Christine Leroy-Audouin, Bruno Suchaut

Cet article propose une analyse de l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours à l'école élémentaire. Les résultats de cette recherche indiquent que la fréquentation d'un cours double, en CE1 comme en CM1, n'est jamais positive sur les acquisitions des élèves et qu'elle est au mieux neutre quand les élèves peuvent faire l'objet d'une affectation délibérée de la part des enseignants. Si ces résultats malmènent sérieusement les conclusions des travaux antérieurs français, on note que le contexte a changé puisque d'une part, les classes à plusieurs cours ne sont plus à présent une spécificité rurale et, d'autre part, elles se limitent souvent à deux niveaux d'enseignement. En outre, les progrès réalisés en matière de modélisation statistique permettent de mieux mesurer les effets du contexte de scolarisation sur les progrès des élèves.

Descripteurs (TEE) : acquisition de connaissances, conduite de la classe, école élémentaire, efficacité scolaire.

Certes moins fréquentes qu'au siècle dernier, les classes élémentaires comptant plusieurs niveaux d'enseignement sont encore très présentes en France. La plupart des enquêtes le montrent, le grand public est en général hostile à ce type de classes, et ce dans tous les pays développés (Carleton Board of Education, 1990 ; Walsh, 1989). Les parents craignent que leur enfant n'apprenne pas aussi bien dans un cours multiple que dans un cours simple et leur réticence vis-à-vis de cette configuration de classe est forte. Les enseignants y sont eux aussi opposés mais pour d'autres raisons ; ce ne sont pas tant les effets pédagogiques qui sont évoqués, que les difficultés pour eux à enseigner dans ce type de

classe, qui nécessite, outre un travail de préparation plus lourd, un « jonglage » permanent entre plusieurs niveaux d'enseignement. Les directeurs d'école s'avouent également peu favorables à la constitution de cours multiples dans leur école, certes parce qu'ils sont enseignants eux-mêmes, mais aussi parce que la procédure d'assignation des enseignants à leur classe est alors beaucoup plus conflictuelle (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005a).

Cet article a pour objectif de soumettre ces opinions à l'épreuve des faits, en apportant un éclairage nouveau à des résultats qui s'inscrivaient jusqu'à présent dans la problématique de l'école rurale

en France. La base de données mobilisée à cette fin provient d'une enquête qui s'est déroulée dans cent trente-deux écoles élémentaires de l'académie de Bourgogne dont les caractéristiques s'inscrivent très largement dans la structure académique et nationale de l'enseignement élémentaire. La collecte de données a porté plus précisément sur deux niveaux, le CE1 (3 053 élèves) et le CM1 (2 791 élèves). Ces deux niveaux sont particulièrement intéressants, d'une part parce qu'ils n'ont été que rarement examinés par les recherches relatives aux modes de groupement des élèves, et d'autre part, parce que leur situation dans le *cursus* primaire les rend propices à être intégrés dans des cours multiples.

Après avoir rappelé dans un premier temps ce que l'on sait de l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours et les éléments qui ont présidé à une problématisation nouvelle de cette question, nous présenterons les différentes analyses et discuterons les résultats produits.

LES TRAVAUX ANTÉRIEURS SUR L'EFFICACITÉ DES CLASSES À COURS MULTIPLE

Les recherches conduites sur la constitution des classes dans les écoles montrent que les stratégies d'évitement des cours multiples sont manifestes (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005b ; Burns & Mason, 1998) alors même que les progressions scolaires des élèves y sont au moins égales et parfois supérieures à celles d'élèves fréquentant un cours simple. En effet, les travaux réalisés sur l'école rurale en France à partir des années 1980 (Vogler & Bouissou, 1987 ; Œuvrard, 1990 ; Leroy-Audouin & Mingat, 1995) témoignent de l'efficacité des classes à plusieurs cours, et notamment des classes uniques. Cette tendance s'observe globalement, quel que soit le nombre de sections dans la classe mais aussi indépendamment de l'âge des élèves.

Dès l'école maternelle, les élèves réalisent de meilleures progressions lorsqu'ils sont scolarisés en cours double et c'est particulièrement le cas quand les enfants de l'autre section sont plus âgés. Les élèves de grande section obtiennent ainsi des résultats supérieurs s'ils fréquentent dans leur classe des élèves de cours préparatoire plutôt que des élèves de maternelle (Leroy-Audouin & Suchaut, 1994 ; Briquet-Duhazé, 2005). Dans le *cursus* élémentaire, l'avantage des élèves issus de cours multiples se confirme, que ce soit à l'entrée au CE2 (Œuvrard, 1990 ;

Jarousse & Mingat, 1993) ou à l'entrée en 6^e (Leroy-Audouin & Mingat, 1995), même si la configuration de la classe révèle des nuances sensibles : les cours triples en effet semblent être les moins efficaces au plan pédagogique (Bressoux, 1994). Enfin, les risques de redoublement au collège sont plus faibles pour les élèves ayant fréquenté essentiellement des classes élémentaires à plusieurs cours (Leroy-Audouin & Mingat, 1995). Une étude récente (Davezies, 2005), basée sur les analyses du panel d'élèves entrés au CP en 1997, expose des résultats plus mitigés avec un léger effet positif des cours multiples sur les progressions au niveau du CE1, mais aucun au niveau du CM1, des effets négatifs sont même relevés pour les élèves de CM1 fréquentant un cours double associé à une section inférieure.

Les travaux anglo-saxons aboutissent à des résultats nettement plus mitigés. La synthèse réalisée par S. Veenman (1995) sur la base de cinquante-six études en provenance de douze pays conclut globalement à l'inexistence d'effets pédagogiques des classes à plusieurs cours sur les progressions des élèves. Que l'auteur considère les dimensions cognitive (lecture, langage, mathématiques, sciences) ou non cognitive (attitudes et compétences relationnelles, estime de soi, motivation) des apprentissages, aucune différence n'apparaît entre élèves fréquentant cours simples et cours multiples et ce constat rejoint celui réalisé auparavant par D. Pratt (1986) et B. Miller (1990). D. Mason et R. Burns (1996), après avoir observé que les élèves de bon niveau scolaire et les plus autonomes sont prioritairement affectés en cours multiples, avancent un effet négatif de ces classes sur les progressions des élèves : ainsi, les cours multiples auraient une efficacité pédagogique spécifique négative mais celle-ci serait contrebalancée par des effets positifs de la composition du groupe d'élèves. Selon I. Wilkinson et R. Hamilton (2003), plus que le type de classe (1), ce sont les pratiques pédagogiques mises en œuvre qui importent. Quels que soient les facteurs évoqués en tout cas, jamais, à la lumière des recherches anglo-saxonnes, les élèves ne progressent significativement mieux en cours multiple qu'en cours simple. Les résultats obtenus dans le contexte français peuvent paraître à la fois datés, dans la mesure où ils impliquent généralement simultanément type de classe et milieu géographique (dont on sait par ailleurs qu'il est associé à certaines particularités des écoles et des enseignants) et relativement spécifiques puisqu'ils se démarquent des résultats obtenus dans les autres pays. Plusieurs éléments nouveaux incitent à questionner les résultats des recherches françaises.

La première dimension concerne la spécificité rurale des classes à plusieurs cours qui, à la lumière des statistiques disponibles (France, 1982 & 1999) peut être considérée comme obsolète. Aujourd'hui, les classes à cours multiple, qui sont d'ailleurs en grande majorité des classes à cours double, se répartissent presque également entre les zones urbaines et les zones rurales. La seconde dimension a trait à l'affectation des élèves dans les classes, dont R. Burns et D. Masons (2002) déclarent qu'elle interagit fortement avec l'efficacité pédagogique. On peut distinguer dans cette perspective les écoles qui ont une certaine liberté dans l'affectation des élèves et celles qui n'en disposent pas. Les premières sont celles qui offrent plusieurs classes proposant un niveau d'enseignement considéré ; les enseignants ont alors le choix d'affecter tel élève dans telle classe plutôt que dans telle autre, sur la base de critères qu'eux seuls décident. Les secondes sont celles dans lesquelles il n'existe qu'une classe, les élèves y étant inscrits « d'office ». La troisième dimension concerne les méthodes d'analyse statistique mobilisées. En France, jusqu'à une période récente, les analyses statistiques utilisées pour mesurer l'impact des variables de politique éducative se limitaient à l'utilisation des modèles de régression dits « mono-niveau », nommés dans un langage statistique, modèles MCO (moindres carrés ordinaires). Si ces modèles sont bien adaptés à la mesure des effets des variables relatives aux élèves, la mesure des effets de contexte est plus problématique et donne lieu à des estimations incorrectes sur le plan statistique (Bressoux *et al.*, 1997). Depuis quelques années, l'utilisation de techniques plus sophistiquées permet d'évaluer les effets de contexte avec beaucoup plus de précision, il s'agit des modèles multiniveau et ce sont ces modèles que nous utiliserons pour conduire les analyses (2).

COURS SIMPLE VERSUS COURS MULTIPLE : QUELLE EFFICACITÉ GLOBALE ?

Les progressions de 2 294 élèves de CM1 ont pu être évaluées, 1 381 d'entre eux fréquentant des cours simples, 913 des cours multiples. En CE1, 3 053 élèves (2 111 en cours simples et 942 en cours multiples) ont été concernés. Deux types d'informations ont été collectés. Le premier concerne les classes (type de cours, nombre de sections, nombre d'élèves total et par section), le second concerne les élèves de ces classes : origine sociale, sexe, retard

scolaire et niveau de compétences en français et mathématiques mesuré par des épreuves standardisées administrées en début et en fin d'année scolaire. Ces épreuves sont comparables à celles utilisées dans les évaluations nationales, tout en comportant un nombre moins important d'items. Elles explorent plusieurs domaines des apprentissages : compréhension, outils de la langue, production d'écrits, résolution de problèmes, mesure et numération. Ces épreuves rendent compte dans cette recherche plus d'un niveau moyen d'acquisitions des élèves que de la maîtrise de compétences spécifiques, et sont donc assimilables à celles qui ont été utilisées dans les travaux antérieurs. Par ailleurs, L'échelle de mesure des scores des élèves présente une moyenne de 100 et un écart-type de 15.

Le tableau I présente quelques caractéristiques des élèves qui permettent de comparer la composition des classes selon le type de cours fréquenté. Au CE1, quand on oppose les élèves de cours simple à ceux de cours doubles, la seule différence statistiquement significative porte sur le niveau initial de mathématiques : les élèves de cours doubles ont en moyenne un score supérieur de 3,2 points (3) (différence significative à .05). En revanche, quand on compare le type de cours selon les sections qu'il associe, les élèves se distinguent de façon beaucoup plus flagrante. Il apparaît clairement (et de façon significative sur le plan statistique) que les élèves qui fréquentent un CE1-CE2 ont dans l'ensemble des scores plus élevés que ceux qui fréquentent un CP-CE1 (3 points de différence en français et 2,5 en mathématiques). En outre, les élèves en retard scolaire sont plus nombreux en CE1-CE2 qu'en CP-CE1, et de façon liée, les filles sont moins représentées dans le premier type de cours double. La même analyse répliquée en CM1 conduit à des résultats moins tranchés. Seul le niveau de mathématiques distingue significativement les élèves de cours simple et de cours multiple dans un premier temps (différence de 1,4 points significative à .10), puis de façon plus marquée les élèves de CE2-CM1 et CM1-CM2 dans un second temps (différence de 3,7 points significative à .01) : les élèves dont le niveau de mathématiques à l'entrée au CM1 est plus élevé fréquentent plus systématiquement un cours double avec les élèves de la section supérieure.

Nous distinguerons plusieurs étapes dans la présentation des estimations relatives à la mesure de l'efficacité pédagogique : la première concerne les modèles estimés sur l'échantillon complet, prenant en compte l'ensemble des classes. On opposera ainsi dans l'analyse et en premier lieu, les classes à cours

Tableau I. – Description des caractéristiques des élèves selon le type de cours fréquenté

Élèves de CE1	Total	Cours simple	Cours multiple	CP-CE1	CE1-CE2
Niveau initial français	98,7	98,4	99,3	98,0	100,9
Niveau initial mathématiques	98,4	97,3	100,5	99,4	101,8
% d'élèves ayant déjà redoublé	15,7	15,1	16,9	13,8	20,6
% de filles	49,1	49,9	47,8	50,8	44,3
% d'enfants de père cadre	7,3	6,5	8,7	8,7	8,8
% d'enfants de mère active	48,6	49,6	46,5	44,3	49,1
Elèves de CM1	Total	Cours simple	Cours multiple	CE2-CM1	CM1-CM2
Niveau initial français	99,2	98,9	99,5	98,8	100,0
Niveau initial mathématiques	99,3	98,7	100,1	98,0	101,7
% d'élèves ayant déjà redoublé	21,2	20,6	22,1	25,1	20,0
% de filles	50,5	49,8	51,5	53,1	50,3
% d'enfants de père cadre	8,5	8,1	9,2	8,4	9,7
% d'enfants de mère active	48,9	50,3	46,5	45,4	47,4

multiples aux classes à cours simple, puis en second lieu les classes à cours simple aux différentes configurations de cours multiples : élèves regroupés avec des élèves de la section inférieure ou élèves regroupés avec des élèves de la section supérieure.

En CE1

Le tableau II présente les estimations réalisées au niveau du CE1 dans les trois dimensions des acquisitions des élèves. Dans un premier temps, un modèle dit « vide » (*unconditional model*) n'incluant aucune variable explicative a été estimé (non présenté ici). Ce modèle produit une simple décomposition de la variance totale des acquis scolaires en fin d'année en une part de variance inter-classes et une part de variance intra-classe. Ainsi, pour le CE1, la part de la variance totale expliquée par la variance entre les classes est de 21,17 % en français et de 26,42 % en mathématiques. Ces chiffres témoignent de l'intérêt de prendre en compte le niveau contextuel dans les analyses puisque environ un quart des différences de scores entre les élèves s'explique par l'appartenance à une classe.

Les trois modèles A, B et C fournissent des informations relatives à l'influence des caractéristiques des élèves sur leurs progressions en cours de CE1 (4). Nous retrouvons là des résultats à présent

bien connus, et notamment le poids des différenciations sociales. Celles-ci sont particulièrement fortes en Français, discipline dans laquelle les enfants d'ouvriers sont ceux qui progressent le moins par rapport à tous les autres et les enfants de cadres le plus : près de quatre points séparent ces deux catégories d'élèves. Les écarts sont moins marqués en mathématiques et seuls les enfants dont le père est cadre ou de profession intermédiaire connaissent des progressions significativement meilleures (respectivement 1,67 et 1,31 points). Les filles progressent légèrement plus que les garçons en cours d'année mais en français seulement. Là encore, ce constat rejoint la plupart de ceux effectués sur cette question (Duru-Bellat, 1990). Enfin, le retard scolaire apparaît très pénalisant pour les élèves : ceux qui ont déjà redoublé de façon précoce (le CP ou le CE1) progressent significativement moins bien que les autres, toutes choses égales par ailleurs (et notamment à niveau initial donné) et cet écart est très fort puisqu'il se situe aux environs de six points dans chacune des deux disciplines : c'est dire que cette mesure ne remplit pas ses objectifs pédagogiques, au moins dans le court terme et c'est d'ailleurs ce que montrent les travaux conduits sur le sujet (Paul, 1996).

De façon globale, il apparaît que les élèves de CE1 ont tout à gagner de fréquenter une classe à cours simple plutôt qu'une classe à cours multiple. Hormis le français, discipline pour laquelle le coefficient n'est

Tableau II. – Modèles multi-niveau de progression en CE1, score de français, de mathématiques et global (échantillon complet)

Paramètres	Modèle A		Modèle B		Modèle C	
	Français		Mathématiques		Score global	
Effets fixes						
Constante	41,59	(1,59) ***	37,68	(1,54) ***	31,44	(1,41) ***
Score individuel initial	0,58	(0,01) ***	0,63	(0,01) ***	0,69	(0,01) ***
Sexe : fille (référence garçon)	1,99	(0,41) ***	0,28	(0,38) n.s.	0,89	(0,32) ***
Profession du père (référence père ouvrier)						
père artisan-commerçant	1,73	(0,73) ***	0,55	(0,68) n.s.	0,98	(0,57) *
profession intermédiaire	1,93	(0,64) ***	1,31	(0,60) **	1,08	(0,50) **
père employé	1,48	(0,59) ***	- 0,00	(0,55) n.s.	0,54	(0,46) n.s.
père cadre	3,74	(0,83) ***	1,67	(0,77) **	2,06	(0,65) ***
Mère avec emploi qualifié (référence mère au foyer ou non qualifiée)	0,22	(0,44) n.s.	0,79	(0,41) *	0,25	(0,34) n.s.
Élève redoublant (référence élève à l'heure)	- 5,99	(0,62) ***	- 5,83	(0,57) ***	- 5,69	(0,48) ***
Cours multiple (référence cours simple)	- 1,24	(0,79) n.s.	- 2,76	(0,88) ***	- 2,04	(0,72) ***
Effets aléatoires						
Niveau 2 : variance inter-classes	18,82	(2,84)	27,41	(3,73)	17,96	(2,46)
Niveau 1 : variance intra-classe	106,43	(3,02)	91,43	(2,59)	62,86	(1,79)
Pourcentage de variance inter-classes expliquée	61,14 %		54,4 %		63,98 %	
Pourcentage de variance intra-classe expliquée	40,96 %		45,45 %		54,66 %	
- 2 log L	20 206,2		19 983,7		18 695,3	

N = 2 684 (français) N = 2 682 (mathématiques) N = 2 662 (score global)

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

Note de lecture : 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.

pas significatif (5), les deux autres modèles concluent à un effet négatif et significatif des classes à cours multiples. Ainsi, des élèves de caractéristiques par ailleurs comparables connaissent des écarts de progressions de l'ordre de 2,8 points en mathématiques et de deux points sur le score global selon le type de classe fréquenté. On constate ainsi que le type de cours a autant d'influence sur les progressions des élèves que l'origine sociale puisque les écarts entre

enfants de cadres et enfants d'ouvriers sont globalement du même ordre que ceux liés au type de cours. Afin d'explorer davantage ces premiers résultats, les mêmes estimations ont été réalisées en distinguant dans les cours multiples, ceux qui associent la section inférieure (le cours préparatoire) de ceux qui associent une section supérieure (le plus souvent une section de CE2). Le tableau III en consigne les résultats (6).

Tableau III. – Effets des différentes configurations de type de cours sur les progressions au CE1 (échantillon complet)

	Français	Mathématiques	Global
Cours multiple avec section inférieure	- 1,29 (1,03) n.s.	- 2,29 (1,14) **	- 1,73 (0,93) **
Cours multiple avec section supérieure	- 1,27 (0,95) n.s.	- 3,27 (1,06) ***	- 2,42 (0,86) ***

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

Une structure similaire à la précédente est relevée, à savoir, des effets négatifs et significatifs en mathématiques et sur le score global et des effets négatifs mais non significatifs en français. Quelle que soit la configuration de classe envisagée, les progressions réalisées sont moins bonnes dans les classes à cours multiples et l'examen des coefficients invite à penser que cet effet négatif est plus marqué quand le cours multiple associe les élèves d'une section supérieure. On notera que ce résultat va à l'encontre des déclarations des enseignants selon lesquels la configuration la plus problématique parmi toutes est celle du CP-CE1.

En CM1

Le tableau IV réplique les analyses précédentes au niveau du CM1. L'examen des modèles « vides » nous indique tout d'abord que les différences entre classes sont moins élevées qu'en CE1 : les pourcentages de variance inter-classes sont en effet plus faibles (16,62 % pour le français et 23,13 % pour les mathématiques), ce qui tend à montrer que le contexte classe exerce moins d'influence.

Les caractéristiques individuelles ont une influence similaire à celle observée en CE1 sur les progressions, mais de façon plus atténuée. Les filles réalisent des progressions identiques à celles des garçons dans les deux disciplines. Les différenciations sociales existent mais elles sont moindres dans la mesure où seuls les enfants de cadre ou de père occupant une profession intermédiaire se distinguent des enfants d'ouvrier par leurs meilleurs progressions (respectivement 3 et 1,3 points au niveau du score global). Cela dit, l'activité de la mère apparaît influente à ce niveau d'enseignement et les enfants dont la mère occupe un emploi qualifié progressent significativement mieux que les autres (environ un point). L'effet négatif du retard scolaire se confirme : comme au

CE1 et à niveau initial donné, les élèves qui comptent un an (ou plus) de retard à ce niveau de la scolarité (et quelle que soit la classe redoublée) réalisent des progressions bien inférieures à celles des autres élèves : près de six points de moins en français et près de sept en mathématiques. La conclusion pourrait être la même que précédemment, si ce n'est que ces difficultés se cumulent visiblement au fil des années, fragilisant ces élèves qui finalement ne rattrapent pas le niveau de progression des autres. Enfin, le type de classe, contrairement à ce qui avait été observé en CE1, n'influence pas significativement les progressions des élèves, même si on peut souligner le signe négatif des coefficients dans les différents modèles. Le tableau V confirme ce résultat et indique qu'il n'existe pas d'effet significatif spécifique selon la configuration du type de cours.

Si l'on compare les deux niveaux d'enseignement, seuls les élèves de CE1 pâtissent de la fréquentation d'un cours double, quelle que soit sa configuration. À ce stade de l'analyse, il est difficile de trancher en faveur d'une piste d'explication unique. Deux dimensions peuvent être évoquées : d'une part, l'âge des élèves qui fait que les plus jeunes pourraient être plus sensibles à l'influence du contexte scolaire et d'autre part, le contenu des programmes (densité, difficulté) qui, selon le niveau d'enseignement, pourrait se plier plus ou moins bien aux exigences des classes à plusieurs cours. Ce résultat global mérite d'être exploré davantage. En effet, les travaux évoqués précédemment invitent à penser que l'effet du type de cours peut varier selon que les élèves ont été ou non choisis car les écoles adoptent des pratiques assez tranchées en la matière, insistant sur l'autonomie des élèves affectés en cours multiples (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005b).

On peut alors faire l'hypothèse, à la suite de R. Burns et D. Mason (1998), que les caractéristiques

Tableau IV. – Modèles multi-niveau de progression en CM1, score de français, de mathématiques et global (échantillon complet)

Paramètres	Modèle D		Modèle E		Modèle F	
	Français		Mathématiques		Score global	
Effets fixes						
Constante	33,01	(1,39) ***	43,37	(1,63) ***	26,68	(1,35) ***
Score individuel initial	0,67	(0,01) ***	0,57	(0,01) ***	0,94	(0,01) ***
Sexe : Fille (référence garçon)	- 0,16	(0,34) n.s.	0,33	(0,38) n.s.	0,11	(0,28) n.s.
Profession du père (référence père ouvrier)						
père artisan-commerçant	- 0,41	(0,61) n.s.	0,21	(0,68) n.s.	-0,39	(0,50) n.s.
profession intermédiaire	1,20	(0,55) **	2,30	(0,61) ***	1,34	(0,45) ***
père employé	0,04	(0,50) n.s.	0,55	(0,56) n.s.	0,04	(0,41) n.s.
père cadre	4,18	(0,63) ***	3,69	(0,70) ***	3,13	(0,51) ***
Mère avec emploi qualifié (référence mère au foyer ou non qualifiée)	1,08	(0,37) ***	0,95	(0,42) **	0,69	(0,31) **
Élève redoublant (référence élève à l'heure)	- 5,93	(0,48) ***	- 6,76	(0,53) ***	- 5,02	(0,40) ***
Cours multiple (référence cours simple)	- 1,11	(0,69) n.s.	- 0,27	(0,99) n.s.	- 0,76	(0,75) n.s.
Effets aléatoires						
Niveau 2 : variance inter-classes	15,99	(2,34)	37,38	(4,83)	21,54	(2,76)
Niveau 1 : variance intra-classe	74,03	(2,09)	92,52	(2,62)	48,58	(1,40)
Pourcentage de variance inter-classes expliquée	57,61 %		29,44 %		46,74 %	
Pourcentage de variance intra-classe expliquée	60,85 %		47,45 %		67,51 %	
- 2 log L	19 508,2		20 112,8		17 880,5	

N = 2 719 (français) N = 2 706 (mathématiques) N = 2 634 (score global)

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

Tableau V. – Effets des différentes configurations de type de cours sur les progressions au CM1 (échantillon complet)

	Français	Mathématiques	Global
Cours multiple avec section inférieure	- 1,11 (0,91) n.s.	- 1,05 (1,29) n.s.	- 0,89 (0,98) n.s.
Cours multiple avec section supérieure	- 1,10 (0,83) n.s.	0,33 (1,19) n.s.	- 0,67 (0,90) n.s.

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

spécifiques des élèves concernés peuvent contrebalancer les effets du type de classe. Si cette hypothèse se vérifie, qui renvoie au fait que les élèves qui fréquentent les cours multiples sont ceux qui peuvent se dispenser le plus facilement de la présence du maître, alors quand les écoles ont l'opportunité de réaliser délibérément cette affectation, les effets des cours multiples peuvent être atténués. En revanche, dans le cas où tous les élèves d'une cohorte, sans distinction, fréquentent un cours multiple parce qu'il n'y a pas d'autre solution possible dans l'école, alors certains d'entre eux ne manifestent sans doute pas les « qualités » que ce contexte particulier requiert : les effets des cours multiples peuvent être alors être plus forts et négatifs qu'il n'y paraît de prime abord. C'est ce que nous allons examiner à présent.

PERTINENCE DE L'AFFECTATION DES ÉLÈVES DANS LES CLASSES

Les analyses précédentes ont été répliquées en distinguant deux catégories d'écoles : celles dans lesquelles les enseignants ont la possibilité d'intervenir sur l'affectation des élèves et celles dans lesquelles ceci n'est pas possible, les élèves étant assignés directement dans la seule classe existante.

Concernant le CE1

La première situation rend compte des cas dans lesquels les enseignants n'ont pas le choix pour constituer la classe de CE1. Sont donc ici concernées toutes les écoles qui n'ont qu'une classe de CE1, qu'il s'agisse d'un cours simple ou d'un cours multiple dans le cas où les effectifs ont été insuffisants pour constituer une classe complète à cours simple. Pour rappel, ces écoles sont au nombre de 84 et totalisent 51 classes à cours simples (1 087 élèves) et 33 cours multiples (399 élèves). Dans ces écoles, les effets pédagogiques des cours multiples apparaissent franchement négatifs (7) (tableau VI). Dans les deux disciplines, les coefficients sont plus élevés et plus significatifs que dans les modèles généraux estimés précédemment : 2,5 points en français, 3 en mathématiques et 2,5 au niveau du score global séparent les progressions d'élèves comparables, selon qu'ils fréquentent un cours simple ou un cours multiple dans une école qui les y a placés « d'office », sans possibilité de choix individualisés.

Les détails donnés par le tableau VII montrent qu'il existe des effets symétriques selon la discipline. Si les progressions globales sont également et négativement affectées (un peu plus de 2,5 points quelle que soit la configuration du cours multiple), en revanche, en français, les effets sont plus marqués dans le cas d'un CP-CE1 (plutôt qu'un CE1-CE2) alors qu'en mathématiques, c'est l'inverse : -3,7 points pour des élèves fréquentant un CE1-CE2 et un effet non significatif en CP-CE1.

La seconde situation rend compte des écoles qui offrent plusieurs classes avec des élèves de CE1 ; dans ce cas, les équipes affectent intentionnellement les élèves dans l'une ou l'autre des classes possibles.

Les tableaux VIII et IX offrent une comparaison intéressante sur deux plans : d'une part, le rôle des caractéristiques individuelles des élèves et d'autre part, l'influence de la fréquentation d'un cours multiple. Concernant le premier point, on observe que les effets des caractéristiques individuelles sont plus forts quand les élèves sont délibérément affectés dans une classe.

C'est le cas du niveau initial notamment qui est lié de façon significativement plus forte au niveau final : le coefficient atteint 0,75 (il était de 0,64 pour les élèves issus d'écoles n'ayant pas réalisé de choix d'affectation). C'est le cas également de la profession du père qui génère des différenciations sociales plus fortes qu'auparavant : les écarts de progression entre élèves s'accroissent ainsi dans ce type de contexte, les enfants de cadres ayant un avantage de 2,6 points sur les enfants d'ouvriers. Les filles progressent également significativement mieux que les garçons et les difficultés des élèves en retard scolaire augmentent : en effet, leurs progressions, à caractéristiques individuelles comparables, sont inférieures de plus de six points à celles de élèves « à l'heure ». Il semble donc que l'opportunité qui est donnée aux enseignants de composer les groupes d'élèves ne conduit pas à la constitution de classes moins différenciatrices et plus équitables sur le plan des progressions individuelles. Concernant le second point, un résultat majeur apparaît : la disparition des effets négatifs attachés aux cours multiples.

Quelles que soient la discipline évaluée et la configuration de classe (tableau IX), les progressions des élèves ne sont pas affectées : autrement dit, quand les enseignants procèdent délibérément à l'affectation des élèves dans les différents types de classes proposés, alors il n'existe plus d'effet négatif des

Tableau VI. – **Modèles multi-niveau de progression en CE1, score de français, de mathématiques et global (écoles qui ne comptent qu'une classe de CE1)**

Paramètres	Modèle G		Modèle H		Modèle I	
	Français		Mathématiques		Score global	
Effets fixes						
Constante	47,28	(2,29) ***	44,16	(2,38) ***	37,57	(2,14) ***
Score individuel initial	0,53	(0,02) ***	0,58	(0,02) ***	0,64	(0,02) ***
Sexe : Fille (référence garçon)	1,94	(0,58) ***	0,16	(0,56) n.s.	0,73	(0,46) *
Profession du père (référence père ouvrier)						
père artisan-commerçant	1,55	(0,98) n.s.	- 0,75	(0,97) n.s.	0,29	(0,79) n.s.
profession intermédiaire	2,01	(0,87) **	1,28	(0,85) n.s.	1,20	(0,70) *
père employé	0,14	(0,84) n.s.	- 0,72	(0,81) n.s.	- 0,41	(0,67) n.s.
père cadre	3,37	(1,13) ***	0,81	(1,10) n.s.	1,56	(0,91) *
Mère avec emploi qualifié (référence mère au foyer ou non qualifiée)	- 0,14	(0,61) n.s.	0,37	(0,59) n.s.	0,01	(0,49) n.s.
Élève redoublant (référence élève à l'heure)	- 5,88	(0,88) ***	- 5,49	(0,86) ***	- 5,39	(0,71) ***
Cours multiple (référence cours simple)	- 2,50	(1,21) **	- 3,05	(1,36) **	- 2,51	(1,14) **
Effets aléatoires						
Niveau 2 : variance inter-classes	19,37	(4,23)	26,73	(5,47)	19,03	(3,84)
Niveau 1 : variance intra-classe	95,89	(3,98)	90,58	(3,75)	60,23	(2,52)
Pourcentage de variance inter-classes expliquée	43,03 %		41,30 %		49,38 %	
Pourcentage de variance intra-classe expliquée	40,52 %		39,84 %		51,00 %	
- 2 log L	9 321,8		9 303,1		8 681,8	

N = 1 247 (français) N = 1 251 (mathématiques) N = 1 234 (score global)

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

Tableau VII. – **Effets des différentes configurations de type de cours sur les progressions au CE1 (écoles qui ne comptent qu'une classe de CE1)**

	Français	Mathématiques	Global
Cours multiple avec section inférieure	- 3,63 (1,96) *	- 1,95 (2,17) n.s.	- 2,58 (1,82) n.s.
Cours multiple avec section supérieure	- 2,20 (1,34) *	- 3,76 (1,50) ***	- 2,76 (1,26) **

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

Tableau VIII. – **Modèles multi-niveau de progression en CE1, score de français, de mathématiques et global (écoles qui offrent le choix, dont un cours double)**

Paramètres	Modèle J		Modèle K		Modèle L	
	Français		Mathématiques		Score global	
Effets fixes						
Constante	32,68	(2,84) ***	29,71	(2,60) ***	22,51	(2,42) ***
Score individuel initial	0,64	(0,03) ***	0,68	(0,02) ***	0,75	(0,02) ***
Sexe : Fille (référence garçon)	2,16	(0,73) ***	0,36	(0,62) n.s.	1,15	(0,54) **
Profession du père (référence père ouvrier)						
père artisan-commerçant	1,70	(1,27) n.s.	2,34	(1,08) **	1,68	(0,94) *
profession intermédiaire	2,77	(1,19) **	2,33	(1,02) **	1,98	(0,88) **
père employé	2,50	(1,06) **	0,63	(0,91) n.s.	1,33	(0,79) *
père cadre	4,04	(1,39) ***	2,45	(1,19) **	2,59	(1,03) ***
Mère avec emploi qualifié (référence mère au foyer ou non qualifiée)	0,66	(0,80) n.s.	1,58	(0,68) **	0,73	(0,59) n.s.
Élève redoublant (référence élève à l'heure)	- 5,99	(1,13) ***	- 6,80	(0,97) ***	- 6,05	(0,85) ***
Cours multiple (référence cours simple)	1,39	(1,23) n.s.	- 1,00	(0,68) n.s.	- 0,04	(1,13) n.s.
Effets aléatoires						
Niveau 2 : variance inter-classes	15,89	(4,27)	30,65	(6,49)	16,24	(3,71)
Niveau 1 : variance intra-classe	121,61	(5,77)	87,45	(4,16)	65,54	(3,14)
Pourcentage de variance inter-classes expliquée	75,43 %		56,19 %		72,98 %	
Pourcentage de variance intra-classe expliquée	40,61 %		53,74 %		59,21 %	
- 2 log L	7 413,7		7 186,8		6 791,1	

N = 964 (français) N = 969 (mathématiques) N = 955 (score global)

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

Tableau IX. – **Effets des différentes configurations de type de cours sur les progressions au CE1 (écoles qui offrent le choix, dont un cours double)**

	Français	Mathématiques	Global
Cours multiple avec section inférieure	1,59 (1,41) n.s.	- 0,61 (1,70) n.s.	0,45 (1,29) n.s.
Cours multiple avec section supérieure	1,14 (1,49) n.s.	- 1,46 (1,77) n.s.	- 0,62 (1,35) n.s.

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

Tableau X. – Modèles multi-niveau de progression en CM1, score de français, de mathématiques et global (écoles qui ne comptent qu'une classe de CM1)

Paramètres	Modèle M		Modèle N		Modèle O	
	Français		Mathématiques		Score global	
Effets fixes						
Constante	32,39	(1,95) ***	41,52	(2,44) ***	25,77	(1,94) ***
Score individuel initial	0,68	(0,02) ***	0,58	(0,02) ***	0,75	(0,02) ***
Sexe : Fille (référence garçon)	0,11	(0,50) n.s.	0,67	(0,57) n.s.	0,40	(0,41) n.s.
Profession du père (référence père ouvrier)						
père artisan-commerçant	- 0,76	(0,83) n.s.	0,81	(0,95) n.s.	- 0,14	(0,70) n.s.
profession intermédiaire	1,58	(0,78) **	1,67	(0,91) *	1,17	(0,66) *
père employé	- 0,26	(0,72) n.s.	1,17	(0,85) n.s.	0,26	(0,62) n.s.
père cadre	3,99	(0,85) ***	3,33	(0,98) ***	2,97	(0,72) ***
Mère avec emploi qualifié (référence mère au foyer ou non qualifiée)	1,59	(0,52) ***	1,18	(0,62) **	1,09	(0,45) ***
Élève redoublant (référence élève à l'heure)	- 4,36	(0,70) ***	- 6,25	(0,81) ***	- 3,83	(0,60) ***
Cours multiple (référence cours simple)	- 1,57	(0,99) *	- 1,81	(1,49) n.s.	- 1,87	(1,10) *
Effets aléatoires						
Niveau 2 : variance inter-classes	11,69	(2,75)	30,97	(6, 30)	16,80	(3,40)
Niveau 1 : variance intra-classe	66,84	(2,85)	90,15	(3,85)	45,76	(1,99)
Pourcentage de variance inter-classes expliquée	54,85 %		33,58 %		51,14 %	
Pourcentage de variance intra-classe expliquée	63,48 %		47,75 %		68,71 %	
- 2 log L	8 447,4		8 793,0		7 740,0	

N = 1 188 (français) N = 1 182 (mathématiques) N = 1 143 (score global)

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

cours multiples, sans doute et cela demandera à être confirmé, parce que les élèves qui y sont affectés sont ceux qui sont les mieux « armés » pour y réussir.

Concernant le CM1

L'analyse a été répliquée au niveau du CM1, et à nouveau, ne sont concernées dans la première phase que les écoles qui n'ont qu'une classe de CM1, qu'il s'agisse d'un cours simple ou d'un cours multiple dans le cas où les effectifs ont été insuffisants pour constituer une classe complète à cours simple. On

relève sur ce sous-échantillon la même répartition en fonction du type de cours qu'au CE1, à savoir environ 60 % dans lesquelles le CM1 est un cours simple. Dans ces écoles où n'ont pas eu lieu de procédures d'affectation des élèves, on observe (tableaux X et XI) que les effets pédagogiques des cours multiples sont significativement, mais faiblement, négatifs en français et sur le score global (respectivement - 1,57 et - 1,87 points).

Enfin, le tableau X révèle que ce sont particulièrement les cours doubles associés à la section inférieure qui grèvent les progressions des élèves : en

Tableau XI. – Effets des différentes configurations de type de cours sur les progressions au CM1 (écoles qui ne comptent qu'une classe de CM1)

	Français	Mathématiques	Global
Cours multiple avec section inférieure	- 2,70 (1,36) **	- 3,63 (2,04) *	- 3,07 (1,50) **
Cours multiple avec section supérieure	- 0,75 (1,20) n.s.	- 0,46 (1,82) n.s.	- 0,99 (1,33) n.s.

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

Tableau XII. – Modèles multi-niveau de progression en CM1, score de français, de mathématiques et global (écoles qui offrent le choix, dont un cours double)

Paramètres	Modèle P		Modèle Q		Modèle R	
	Français		Mathématiques		Score global	
Effets fixes						
Constante	31,25	(2,51) ***	42,58	(2,80) ***	25,31	(2,40) ***
Score individuel initial	0,68	(0,02) ***	0,56	(0,02) ***	0,74	(0,02) ***
Sexe : Fille (référence garçon)	- 0,77	(0,57) n.s.	- 0,05	(0,61) n.s.	- 0,25	(0,46) n.s.
Profession du père (référence père ouvrier)						
père artisan-commerçant	- 0,24	(1,11) n.s.	- 1,80	(1,18) n.s.	- 1,35	(0,89) n.s.
profession intermédiaire	0,54	(0,90) n.s.	3,08	(0,96) ***	1,48	(0,73) **
père employé	- 0,36	(0,82) n.s.	- 0,24	(0,88) n.s.	- 0,39	(0,66) n.s.
père cadre	3,74	(1,07) ***	3,98	(1,15) ***	3,18	(0,86) ***
Mère avec emploi qualifié (référence mère au foyer ou non qualifiée)	1,33	(0,62) **	0,51	(0,67) n.s.	0,66	(0,50) n.s.
Élève redoublant (référence élève à l'heure)	- 6,80	(0,79) ***	- 7,41	(0,83) ***	- 6,04	(0,64) ***
Cours multiple (référence cours simple)	0,93	(1,16) n.s.	1,93	(1,74) n.s.	1,63	(1,30) n.s.
Effets aléatoires						
Niveau 2 : variance inter-classes	17,35	(4,06)	44,49	(8,48)	25,08	(4,83)
Niveau 1 : variance intra-classe	79,03	(3,61)	89,02	(4,06)	49,23	(2,28)
Pourcentage de variance inter-classes expliquée	64,57 %		29,61 %		49,32 %	
Pourcentage de variance intra-classe expliquée	57,40 %		48,68 %		66,34 %	
- 2 log L	7 723,4		7 885,5		7 082,5	

N = 1 059 (français) N = 1 057 (Mathématiques) N = 1 030 (score global)

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

Tableau XIII. – Effets des différentes configurations de type de cours sur les progressions au CM1 (écoles qui offrent le choix, dont un cours double)

	Français	Mathématiques	Global
Cours multiple avec section inférieure	1,46 (1,37) n.s.	1,69 (2,04) n.s.	2,02 (1,53) n.s.
Cours multiple avec section supérieure	0,50 (1,31) n.s.	2,12 (1,95) n.s.	1,31 (1,46) n.s.

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

effet, à caractéristiques individuelles comparables, les élèves qui fréquentent un CE2-CM1 ont des progressions inférieures de 2,7 points en français et 3,6 points en mathématiques à celles des élèves scolarisés en cours simples ou en CM1-CM2.

Comme au niveau du CE1, la seconde phase de l'analyse se centre sur les écoles qui offrent plusieurs classes scolarisant des élèves de CM1 ; dans ce cas, les équipes affectent sciemment les élèves dans l'une ou l'autre des classes possibles.

Les tableaux XII et XIII offrent une comparaison avec les résultats précédents. Concernant les caractéristiques des élèves, et contrairement à ce qui s'observe en CE1, les écarts de progressions sont d'ampleur comparable. Que ce soit la profession du père, l'activité qualifiée de la mère, voire le sexe de l'élève, aucune de ces variables n'intervient différemment selon que les élèves sont affectés volontairement ou non dans les classes. Le retard scolaire est la seule variable dont l'influence varie : paradoxalement, son effet négatif est beaucoup plus fort quand les enseignants procèdent à des choix d'affectation (- 3,8 points au niveau du score global quand il n'y a pas de « choix » et - 6 points quand il y a « choix »). Tout semble se passer comme si l'opportunité pour ces élèves de bénéficier d'un traitement particulier et d'une affectation « ciblée » avait en fait des conséquences néfastes pour leurs progressions.

Concernant l'impact du type de cours fréquenté, on retrouve une tendance identique à celle observée en CE1. La possibilité d'une affectation choisie des élèves par les enseignants s'accompagne d'une réduction, voire d'une disparition dans le cas du CM1, des effets négatifs des cours multiples sur les progressions des élèves. Le français et le score global étaient les deux champs affectés, certes faiblement mais négativement, par la fréquentation d'un cours mul-

tiplé, et notamment par la configuration CE2-CM1, quand les équipes ne disposaient pas de ce choix. Le tableau XIII montre en outre que ces coefficients sont certes non significatifs mais toujours positifs, et sensiblement plus forts quand ils sont associés à la configuration CE2-CM1, celle-là même qui est la plus néfaste aux progressions quand les élèves y sont placés d'office.

CONCLUSION

Il apparaîtrait donc que la fréquentation d'un cours double, en CE1 comme en CM1, n'est jamais plus efficace au plan pédagogique que la fréquentation d'un cours simple ; elle est au mieux neutre quand les élèves font l'objet d'une affectation délibérée dans ce type de classe. En outre, la configuration des cours doubles éclaire un résultat intéressant. En effet, en CE1, c'est la fréquentation d'un CE1-CE2 qui s'avère la moins favorable en termes de progressions alors qu'en CM1, c'est la configuration CE2-CM1 qui est la plus désavantageuse. Ce constat n'est pas complètement en phase avec les perceptions des enseignants selon lesquelles il est en général plus positif pour les élèves de faire partie de la section inférieure d'un cours double.

Pour expliquer les différences entre ces deux niveaux d'enseignement, on peut évidemment évoquer l'âge des élèves. Ainsi, pour une question de maturité, les élèves de CE1 peuvent être particulièrement pénalisés quand ils sont scolarisés avec des élèves de CE2, pourtant du niveau scolaire supérieur au leur, alors que les CM1 sont quant à eux désavantagés quand ils fréquentent un cours double avec de plus jeunes. On peut aussi évoquer la nature des apprentissages à réaliser, propres à chaque niveau

et plus ou moins adaptés à l'organisation spécifique des cours multiples. Les arbitrages réalisés dans ces classes se font à la fois sur le temps consacré par le maître à chacune des sections et sur les priorités accordées aux différentes disciplines (Suchaut, 1996). Les différences relevées dans nos analyses entre les disciplines (mathématiques et français) en terme d'efficacité pédagogique montrent bien toute l'importance de ces arbitrages qui peuvent avoir une répercussion sur les opportunités d'apprentissage des élèves qui fréquentent un cours double. Chaque configuration de classe est singulière et sans approfondir cette question, on peut néanmoins supposer que ces arbitrages ont des répercussions différentes selon le niveau d'enseignement : ils sont sans doute plus aisés pour l'enseignant et moins risqués pour les élèves dans un CM1-CM2 que dans un CE1-CE2 par exemple, d'autant plus que cette dernière configuration concerne deux cycles d'enseignement différents.

Le second résultat majeur concerne la possibilité qui existe ou non d'affecter intentionnellement les élèves dans les classes à plusieurs cours. Quand cette possibilité n'existe pas dans les écoles, les effets pédagogiques sur les progressions des élèves sont clairement négatifs ; quand cette possibilité existe, alors les progressions des élèves de cours multiples ne sont pas significativement affectées. Cette distinction « choix-non choix des élèves » introduit donc une nuance sérieuse dans les résultats et elle permet en outre d'alimenter le débat évoqué précédemment concernant les biais de sélection des élèves. S. Veenman (1996 & 1997) nie leur existence tandis que D. Mason et R. Burns (1996 & 1997) avancent que c'est l'affectation des meilleurs élèves et des plus autonomes d'entre eux qui permet de contre-carrer la moindre efficacité des classes à plusieurs cours. La recherche présentée ici est basée sur une hypothèse instrumentale plus simple car indépendante des critères de sélection potentiellement mobilisés. Elle distingue deux situations seulement : celles dans lesquelles il existe plusieurs classes d'un même niveau dans une école, les enseignants pouvant alors choisir quels élèves fréquentent ces classes et celles dans lesquelles il n'y a qu'une seule classe, les élèves y étant inscrits d'office. Cette dichotomie permet de dépasser certaines ambiguïtés apparues précédemment dans la composition des classes (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005b). En effet, si les directeurs déclaraient effectivement que les élèves les plus autonomes étaient ceux dont on privilégiait l'affectation en cours multiples, les analyses empiriques réalisées *ex-post* ont montré qu'il existait manifestement une grande diversité des pratiques selon les écoles,

certaines y affectant les élèves les meilleurs, d'autres, les élèves les plus faibles. Ce qui importe donc dans ces résultats, c'est d'observer que les choix opérés, quels qu'ils soient, sont efficaces puisqu'ils permettent de neutraliser les effets négatifs des classes à plusieurs cours ; autrement dit, les enseignants mobilisent les « bons » critères d'affectation et apprécient avec pertinence les qualités requises pour « profiter » ou ne pas pâtir d'une scolarisation dans ce contexte particulier.

Finalement, les résultats dégagés dans cette recherche malmènent ce qu'on pensait être une spécificité française. On pourrait donc légitimement s'interroger sur leur robustesse et leur sensibilité au type d'épreuves utilisées pour mesurer les acquisitions des élèves (Leamer, 1983). À ce titre, des sélections aléatoires d'items ont été réalisées pour tester successivement plusieurs représentations du niveau des élèves : quelle que soit la configuration d'items mobilisée, les estimations associées à la variable « cours double » sont stables et apparaissent dans tous les cas, des différences entre le français et les mathématiques.

Par conséquent, on peut évoquer d'autres éléments pour expliquer ces résultats. En premier lieu, le contexte a évolué depuis les conclusions positives des premiers travaux consacrés aux petites écoles rurales et l'évaluation n'a porté ici que sur l'efficacité pédagogique des cours doubles, configuration dorénavant la plus courante. En second lieu, les progrès réalisés en matière de modélisation statistique laissent penser que certains effets jugés positifs hier pourraient ne plus l'être aujourd'hui. L'une des conclusions encourageantes de cette recherche reste que l'affectation intentionnelle des élèves dans les classes à plusieurs cours pourrait permettre d'en neutraliser les effets négatifs. Évidemment, il reste délicat d'en tirer des enseignements en terme d'action dans la mesure où les écoles n'ont pas toujours cette possibilité. Nul doute que des évaluations complémentaires sur cette question seront les bienvenues pour alimenter le débat et les politiques éducatives en la matière.

Christine Leroy-Audouin
christine.leroy-audouin@u-bourgogne.fr
Institut de recherches sur l'éducation : sociologie
et économie de l'éducation (IREDU)
CNRS-université de Bourgogne

Bruno Suchaut
bruno.suchaut@u-bourgogne.fr
Institut de recherches sur l'éducation : sociologie
et économie de l'éducation (IREDU)
CNRS-université de Bourgogne

NOTES

- (1) Les cours multiples s'avèrent avoir un effet négatif faiblement significatif sur les progressions en lecture des élèves néo-zélandais (Wilkinson, 1998) ; on notera que dans ce pays, les trois-quarts des classes élémentaires sont des classes à plusieurs cours.
- (2) Les analyses multi-niveau ont été réalisées avec la procédure « *proc mixed* » du logiciel SAS.
- (3) Les différences ont été testées à l'aide du test du « t de Student » pour échantillons indépendants (mais les valeurs du test ne figurent pas dans le tableau).
- (4) La mesure des progressions des élèves est réalisée dans nos modèles à l'aide d'une régression entre score initial et score final ; cela permet d'éviter les éventuels effets « plafond » : les élèves initialement faibles ont en effet des chances de progression inférieures à celles des élèves initialement forts. Nous avons en outre réalisé des estimations avec la régression des différences entre score final et score initial, celles-ci fournissent des résultats identiques à la méthode utilisée dans cet article.
- (5) La marge d'erreur associée au coefficient n'est toutefois que de 11 %, ce qui n'est pas éloigné du seuil d'erreur le plus élevé (0,10). On notera que des estimations réalisées avec les MCO concluent à un impact significatif de cette variable.
- (6) Pour ne pas alourdir la présentation, seuls les effets des variables liées au type de cours sont mentionnés.
- (7) Les modèles vides ont été ré-estimés pour calculer les parts de variance mais ils ne sont pas présentés dans les tableaux.

BIBLIOGRAPHIE

- BRESSOUX P. (1994). « Les recherches sur les effets-écoles et les effets-maîtres », *Revue française de pédagogie*, n° 108, p. 91-137.
- BRESSOUX P. ; COUSTÈRE P. & LEROY-AUDOUIN C. (1997). « Les modèles multi-niveau dans l'analyse écologique : le cas de la recherche en éducation », *Revue française de sociologie*, vol. 38, n° 1, p. 67-96.
- BRIQUET-DUHAZÉ S. (2005). « Écoute furtive en lecture des élèves du préscolaire dans les classes à plusieurs niveaux », *Éducation et francophonie*, vol. 33, n° 2, p. 259-275.
- BURNS R. & MASON D. (1998). « Class Formation and Composition in Elementary Schools », *American Educational Research Journal*, vol. 35, n° 4, p. 739-772.
- BURNS R. & MASON D. (2002). « Class Composition and Students Achievement in Elementary Schools », *American Educational Research Journal*, vol. 39, n° 1, p. 207-233.
- Carleton Board of Education (1991). *Summary of Observations of a Selected Group of Exemplary Multigrade Classes in the CBE*. Nepean [Canada] : CBE.
- CRONBACH L. (1976). *Research on Classrooms and Schools : Formulation of questions, design and analysis*. Stanford : Stanford Evaluation Consortium.
- DAVEZIES L. (2005). « Influence des caractéristiques du groupe des pairs sur la scolarité élémentaire ». *Éducation et formations*, n° 72, p. 171-199.
- DURU-BELLAT M. (1990). *L'école des filles. Quelle formation pour quels rôles sociaux ?* Paris : L'Harmattan.
- FRANCE : MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION NATIONALE (1982). *Les classes à plusieurs cours dans le premier degré, présentation statistique*. Document de travail, n° 280.
- FRANCE : MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION NATIONALE (1996). *Note d'information*, n° 96-43 : « Enquête sur le fonctionnement des écoles élémentaires ».
- FRANCE : MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION NATIONALE, DE LA RECHERCHE ET DE LA TECHNOLOGIE (1999). Enquête dans les écoles maternelles, élémentaires et spéciales, *Tableaux statistiques*, 6623, DPD C1/1CJ.
- FRANCE : MINISTÈRE DE LA JEUNESSE, DE L'ÉDUCATION NATIONALE ET DE LA RECHERCHE : INSPECTION GÉNÉRALE DE L'ÉDUCATION NATIONALE & INSPECTION GÉNÉRALE DE L'ADMINISTRATION DE L'ÉDUCATION NATIONALE ET DE LA RECHERCHE (2003). *L'évolution du réseau des écoles primaires*. Document disponible au format PDF sur Internet à l'adresse : ftp://trf.education.gouv.fr/pub/edutel/syst/igen/rapports/evolution_reseau_primaire.pdf (consulté le 25 juin 2007).
- JAROUSSE J.-P. & MINGAT A. (1993). *Les disparités d'acquisitions scolaires en CE2 : caractéristiques individuelles, contexte scolaire et social de scolarisation, effet d'école et de circonscription*. Rapport à la Direction de l'évaluation et de la prospective (France : ministère de l'Éducation nationale), 14 p.
- LEAMER E. (1983). « Let's take the con out of Econometrics », *American Economic Review*, vol. 73, n° 1, p. 31-43.
- LEROY-AUDOUIN C. & MINGAT A. (1995). *L'école primaire rurale en France : structure des classes, efficacité pédagogique et intégration au collège*. Rapport à la Direction de la prévision (France : ministère de l'Économie et des Finances), 51 p.
- LEROY-AUDOUIN C. & SUCHAUT B. (1994). *Modes de groupements et apprentissages des élèves à l'école maternelle*. Communication à la Deuxième Biennale de l'Éducation et de la Formation, 9-12 avril, Paris, la Sorbonne.
- LEROY-AUDOUIN C. & SUCHAUT B. (2005a). *La constitution des classes dans les écoles : contraintes de contexte ou stratégies d'acteurs ?* Rapport intermédiaire au Programme incitatif de recherche en éducation et formation [PIREF] (France : ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche : ministère délégué à la Recherche), 82 p.
- LEROY-AUDOUIN C. & SUCHAUT B. (2005b). « À chaque classe ses élèves : procédures et critères d'affectation à l'école élémentaire ». *Revue française de pédagogie : recherches en éducation*, n° 152, p. 89-105.
- MASON D. & BURNS R. (1996). « "Simply no worse and simply no better" » may simply be wrong : a critique of Veenman's conclusion about multigrade classes ». *Review of Educational Research*, vol. 66, n° 3, p. 307-322.
- MASON D. & BURNS R. (1997). « Reassessing the effects of combination classes », *Educational Research and Evaluation*, vol. 3, n° 1, p. 1-53.

- MILLER B. (1990). « A review of the quantitative research on multigrade instruction », *Research on Rural Education*, vol. 7, n° 1, p. 1-8.
- ŒUVRARD F. (1990). « Les petits établissements scolaires », *Éducation et formations*, n° 43, p. 113-116.
- PAUL J.-J. (1996). *Le redoublement : pour ou contre ?* Paris : ESF.
- PRATT D. (1986). « On the merits of multiage classrooms », *Research on Rural Education*, vol. 3, n° 3, p. 111-115.
- SUCHAUT B. (1996). « La gestion du temps à l'école maternelle primaire : diversité des pratiques et effets sur les acquisitions des élèves ». *L'année de la recherche en sciences de l'éducation*, vol. 2, p. 123-153.
- VEENMAN S. (1995). « Cognitive and noncognitive effects of multigrade and multi-age classes : A best-evidence synthesis ». *Review of Educational Research and Evaluation*, vol. 65, n° 4, p. 319-381.
- VEENMAN S. (1997). « Combination Classrooms Revisited », *Educational Research and Evaluation*, vol. 3, n° 3, p. 262-276.
- VOGLER J. & BOUISSOU B. (1987). « Évaluation pédagogique dans les écoles : écoles rurales et écoles urbaines », *Éducation et formations*, n° 10, p. 3-9.
- WALSH J. M. (1989). *Attitudes of students, parents and teachers toward multigrading*. Unpublished doctoral dissertation : University of Connecticut, Storrs.
- WILKINSON I. (1998). « Dealing with diversity : Achievements gaps in reading literacy among New Zealand students ». *Reading Research Quarterly*, vol. 33, n° 2, p. 144-167.
- WILKINSON I. & HAMILTON R. (2003). « Learning to read in composite (multigrade) classes in New Zealand : teachers make the difference ». *Teaching and Teacher Education*, vol. 19, n° 2, p. 221-235.