

# Efficacité pédagogique des classes à cours double à l'école primaire

Bruno Suchaut

► **To cite this version:**

Bruno Suchaut. Efficacité pédagogique des classes à cours double à l'école primaire: le cas du cours préparatoire. Revue Française de Pédagogie, INRP/ENS éditions, 2010, pp.51-66. <<https://journals.openedition.org/rfp/2551>>. <halshs-00574194>

**HAL Id: halshs-00574194**

**<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00574194>**

Submitted on 8 Jun 2018

**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.

# Efficacité pédagogique des classes à cours double à l'école primaire : le cas du cours préparatoire

Bruno Suchaut

---

*Sur la base d'analyses nouvelles, cet article se centre sur l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours à l'école élémentaire, et plus particulièrement sur la classe de CP (cours préparatoire). Les résultats principaux indiquent que c'est la configuration CP-CE1 qui constitue le contexte le plus défavorable aux apprentissages des élèves. Cette inefficacité relative des cours doubles peut toutefois être compensée par l'expérience professionnelle de l'enseignant. L'article propose également une synthèse sur l'efficacité des classes à cours multiple à l'école élémentaire, au regard des travaux récents, et ouvre des pistes de réflexion sur cette question de politique éducative.*

---

**Descripteurs (TESE) :** enseignement organisé en structure unique, apprentissage, méthode d'enseignement, pédagogie différenciée, apprentissage en groupe, transition entre l'enseignement pré-primaire et l'enseignement primaire.

Parmi les questions de politique éducative, certaines donnent lieu à des débats récurrents car elles interrogent l'ensemble des acteurs du système éducatif : les responsables de l'Éducation nationale à différents niveaux, les enseignants, les parents d'élèves et les représentants des collectivités locales. La structure et la composition des classes dans les écoles font partie de ces questions car les évolutions démographiques et les contraintes budgétaires modifient régulièrement la carte scolaire au niveau local, conduisant à des fermetures de classes ou d'écoles. Cette question est très sensible dans le milieu rural où ces fermetures entraînent des regroupements d'écoles, et donc des déplacements d'élèves, ce qui conduit à prendre également en compte dans la réflexion la dimension économique (Mingat & Ogier, 1994). Cette question est

aussi d'actualité en milieu urbain où les équipes pédagogiques doivent gérer les évolutions d'effectifs, en modifiant la structure des classes d'une année sur l'autre. La recherche en éducation peut fournir des balises utiles pour éclairer les décisions politiques et les choix des acteurs sur un tel sujet. C'est dans ce sens que ce texte tente d'apporter des éléments d'analyse et de synthèse sur la problématique de la structure des classes à l'école primaire et, plus précisément, sur la comparaison, en termes d'efficacité pédagogique, entre les classes à cours simple et celles à plusieurs cours. Cette comparaison est souvent présente dans les discours des acteurs et elle nourrit les débats entre partisans et détracteurs de la scolarisation en classe à cours multiple. Après avoir rappelé les enjeux de la question et les principaux résultats de la

recherche sur la question, nous évoquerons un certain nombre de problèmes liés à l'interprétation de ces résultats. Nous nous focaliserons sur les classes à cours double en mobilisant des analyses récentes menées sur le cours préparatoire. Des éléments de synthèse seront ensuite proposés en conclusion et donneront lieu à des interprétations en termes pédagogique et politique.

## **LES CLASSES À COURS MULTIPLE : QUELLE EFFICACITÉ ?**

L'organisation de l'école primaire française a peu évolué au cours de ces dernières décennies, du point de vue de la structure des classes dans les écoles. La continuité éducative, pourtant placée au centre de la loi d'orientation de 1989, a eu en fait peu de conséquences sur les modalités de constitution des classes. L'organisation majoritaire présente dans les écoles est celle qui associe un enseignant à un groupe d'élèves appartenant à l'un des cinq niveaux de l'école élémentaire. En outre, le fait que les enseignants exercent leur métier souvent à un même niveau scolaire plusieurs années de suite, dans leur carrière professionnelle, a pour conséquence que les élèves n'ont pas le même enseignant d'une année sur l'autre dans la majorité des classes. Cette organisation traditionnelle qui privilégie les classes à cours simple a nettement la préférence des acteurs : celle des enseignants qui la manifestent lors du processus de constitution des classes et celle des parents qui sont nombreux à redouter que leurs enfants fréquentent une classe à cours double ou multiple (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005). Ce n'est alors bien souvent que lorsque le contexte local ne permet pas de procéder autrement que d'autres organisations pédagogiques sont mobilisées. C'est le cas quand des élèves de deux niveaux différents sont regroupés dans la même classe avec le même enseignant dans un cours double. Cette situation, très présente dans les zones rurales, est désormais très fréquente dans les zones urbaines quand la répartition numérique des élèves dans les différents niveaux scolaires est trop inégale. Ce contexte pédagogique est alors davantage subi par les enseignants que choisi, puisque les principes d'attribution des classes aux enseignants correspondent à des usages qui font force de règles, dont celle de la priorité à l'ancienneté des maîtres dans les écoles. Les classes à cours double sont alors bien souvent attribuées au collègue

qui affiche le moins d'ancienneté dans l'école (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005, 2007a).

De nombreux travaux, réalisés dans des contextes géographiques et pédagogiques différents, ont cherché à comparer l'efficacité des classes à plusieurs cours (les termes de classes à cours multiple ou de classes multigrades sont également utilisés) à celle de l'organisation classique, qui associe un niveau scolaire à un enseignant (cf. notamment Gayfer, 1991 ; Gutierrez & Slavin, 1992 ; Kulik & Kulik, 1992 ; Kral, 1995 ; Lou, Abrami, Spence *et al.*, 1996 ; Miller, 1991 ; Nye, 1993 ; Pavan, 1992 ; Anderson & Pavan, 1993 ; Pratt, 1986 ; Rule, 1983 ; Russel, Rowe & Hill, 1998 ; Veenman, 1995 ; Wilkinson & Hamilton, 2003). Les résultats de ces travaux ne permettent pas de se prononcer sur la question, tant les conclusions varient selon les contextes géographiques ; on ne peut pas, sur la base de ces recherches, conduire à privilégier systématiquement un mode d'organisation plutôt qu'un autre (Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b). La diversité des contextes des pays apparaît être un obstacle majeur à une comparaison quelconque car les systèmes éducatifs peuvent fonctionner de manière très différente : le même concept de « classe à plusieurs cours » peut renvoyer à des organisations pédagogiques totalement opposées, notamment en termes de répartition du temps d'enseignement (Mingat & Suchaut, 2000). Ce sont donc essentiellement les travaux français qui retiendront notre attention ici, même si l'on constate aussi au niveau national une diversité des effets pédagogiques qui renvoie à deux tendances. La première tendance est celle d'une meilleure efficacité des classes à plusieurs cours, relevée dans plusieurs études ciblant les classes implantées en milieu rural (Bouysse, 2002 ; Ferrier & Vandervoorde, 1993 ; Lebosse, 1998 ; Leroy-Audouin & Mingat, 1995 ; Œuvrard, 1990, 1993, 1995 ; Vogler & Bouisson, 1987), mais également sur des échantillons plus diversifiés au niveau élémentaire (Jarousse & Mingat, 1993) ou pour l'école maternelle (Leroy-Audouin, 1993 ; Leroy-Audouin & Suchaut, 1994).

Une seconde tendance se manifeste dans des travaux récents et ne dégage pas d'effets positifs des classes à cours double voire même, dans certaines conditions, met en évidence de meilleures progressions pour les élèves fréquentant des classes à cours simple (Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b). Enfin certains travaux livrent des résultats qui montrent bien que l'efficacité des classes à plusieurs cours peut varier en fonction des niveaux scolaires considérés et du nombre de sections dans un cours (Davezies,

2005), pendant que d'autres fournissent des résultats globaux ne permettant pas d'identifier précisément quelles associations de cours sont porteuses d'efficacité (Bressoux, 1993, 1994). Pour comprendre les raisons de cette discordance, celle-ci demande à être lue en fonction de plusieurs critères qui peuvent agir de manière complémentaire sur l'interprétation des résultats.

## L'INTERPRÉTATION DES DIVERGENCES DE RÉSULTATS

Le premier point concerne deux aspects qui entretiennent des liens étroits : le contexte géographique des échantillons étudiés et les différentes configurations des classes présentes dans les études. La plupart des travaux publiés autour des années quatre-vingt-dix ont, d'une part, visé principalement des classes implantées dans le milieu rural et, d'autre part, concerné le plus souvent des classes à plus de deux cours, voire des classes uniques. L'ensemble de ces travaux font apparaître de meilleurs résultats des élèves fréquentant des classes à plusieurs cours et des classes uniques, les mesures des acquisitions étant réalisées en CE2, en fin de CM2 ou à l'entrée au collège. Ces études ont également mis en évidence des redoublements moins fréquents pour les élèves fréquentant des classes rurales dans leur scolarité ultérieure. Au regard de cet ensemble de travaux, une question essentielle est celle de la séparation entre ce qui provient du type de classe considéré d'un côté et du milieu géographique de l'autre. En effet l'école en milieu rural est en elle-même porteuse de certaines particularités des écoles et des enseignants : nombre d'élèves réduit, proximité plus grande des enseignants avec les parents d'élèves, etc. Autrement dit, il n'est pas possible de savoir par ces travaux si les effets pédagogiques positifs des classes à plusieurs cours proviennent du contexte de l'école rurale ou de l'organisation spécifique de la classe à cours multiple. Par ailleurs, il semble exister des différences notables entre les différentes configurations de classes à cours multiple, selon le nombre de cours qui les compose.

Un second point concerne le niveau de scolarité considéré. L'examen des résultats des différentes études montre que les effets de la structure de la classe peuvent varier selon le niveau dans le cursus : autrement dit, ce qui est valable à un niveau ne l'est pas forcément à un autre. Cette variété des effets

pourrait s'expliquer par la nature des programmes scolaires (complexité des notions abordées, densité des programmes) mais aussi par l'âge des élèves, traduisant un degré d'autonomie variable entre le début et la fin de la scolarité élémentaire. Ce critère du niveau de classe peut également être enrichi par les types d'associations de cours. On peut en effet penser qu'une classe de CP-CM2 constitue un contexte pédagogique très différent de celui d'une classe de CE1-CE2. Le degré de proximité des cours dans le cursus demande donc aussi à être pris en compte dans l'explication des effets pédagogiques des classes à plusieurs cours.

Un autre point a trait à la méthodologie utilisée pour l'analyse des performances scolaires, qui peut se réaliser de manière transversale ou longitudinale. L'analyse transversale consiste à estimer une fonction de production mettant en relation les acquisitions de l'élève, à un moment donné de la scolarité, avec ses caractéristiques (personnelles, sociales, scolaires) et avec celles de son environnement scolaire (par exemple le type de classe fréquenté). Avec l'analyse longitudinale, les acquisitions des élèves sont mesurées en termes de progression entre un instant  $t$  (le plus souvent en début d'année scolaire) et un moment  $t + 1$  (le plus souvent en fin d'année scolaire). Du point de vue de la portée des résultats, il est évident que la perspective longitudinale est plus adaptée à la mesure des effets contextuels relatifs à la classe ou à l'école. L'analyse transversale ne permet pas d'identifier ce qui tient à chacune des différentes années de la scolarité de l'élève, qui peuvent pourtant témoigner de changements dans l'environnement scolaire (changement d'enseignant par exemple). Les travaux français ayant exploré de manière plus ou moins spécifique cette question avec une perspective longitudinale sont peu nombreux (Bressoux, 1993 ; Davezies, 2005 ; Leroy-Audouin & Mingat, 1995 ; Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b ; Suchaut, 1996).

Un dernier critère, toujours sur le plan méthodologique, concerne la nature des modèles statistiques utilisés dans les recherches. Les analyses statistiques mobilisées pour mesurer l'impact des variables de politique éducative se limitaient jusqu'à une période relativement récente à l'utilisation de régressions dites « mono-niveau » ou, dans un langage statistique, estimations MCO (moindres carrés ordinaires). Si cette méthode d'estimation est adaptée à la mesure des effets des variables relatives aux élèves (leurs caractéristiques sociales et scolaires), la mesure des effets de contexte avec la méthode des MCO est plus probléma-

tique et donne lieu à des estimations incorrectes sur le plan statistique (Bressoux, Coustère & Leroy-Audouin, 1997). L'interprétation des effets des variables d'environnement scolaire (nombre d'élèves dans la classe, tonalité sociale, degré d'hétérogénéité...) peut poser problème. En effet les données collectées dans le cadre des recherches en éducation concernent plusieurs niveaux d'analyse, le plus souvent l'élève et la classe (ou l'école). Les méthodes classiques (comme la méthode des MCO) ne permettent pas de distinguer ces deux niveaux dans les estimations statistiques et donc de prendre en compte la hiérarchisation des données. Cela a une conséquence sur les inférences statistiques que l'on peut faire : si ces dernières qui sont réalisées sur les variables caractérisant les élèves ne sont pas entachées d'erreur, celles effectuées sur les variables d'environnement scolaire sont supposées être affectées d'une erreur d'échantillonnage (Bressoux & Pansu, 2003). Les estimations incorrectes des variables de contexte avec la méthode des MCO sont alors dues au fait que les erreurs types des coefficients sont surestimées, puisque l'on ne tient pas compte des erreurs d'échantillonnage.

L'effet d'une variable de contexte peut dans ce cas être jugé significatif avec la méthode des 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 adéquat ne permettra pas de juger son effet comme étant statistiquement significatif (du fait de la meilleure estimation de l'erreur type du coefficient). Depuis quelques années, l'utilisation de techniques plus sophistiquées permet de respecter cette exigence méthodologique : il s'agit des modèles multiniveaux, qui permettent de prendre en compte les facteurs inobservés au niveau de l'établissement ou de la classe, facteurs qui influent aussi sur la réussite des élèves (Raudenbush & Bryk, 1986). Sur le plan statistique, on considérera que ces facteurs communs aux élèves d'une même classe tendent vers une loi normale. Très peu d'études françaises permettant de mesurer l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours mobilisent ces modèles<sup>1</sup>, si bien que des effets positifs relevés dans certains travaux ne seraient sans doute plus statistiquement significatifs si les données étaient analysées avec des modèles multiniveaux. Les estimations statistiques présentées dans cet article ont été réalisées avec la procédure « *proc mixed* » intégrée dans le logiciel SAS (Statistical Analysis System). On trouvera dans Singer (1998) une présentation détaillée de son utilisation dans un exemple directement appliqué au champ de la recherche en éducation.

Des recherches récentes (Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b), dans la lignée de travaux anglo-saxons (Mason & Burns, 1996), soulignent l'importance de prendre en compte les modes d'affectation des élèves dans les classes à plusieurs cours. Dans le contexte français, la mise en place de classes à plusieurs cours ne relève presque jamais d'un choix délibéré des équipes pédagogiques dans les écoles. On peut alors distinguer les écoles qui ont une certaine liberté dans l'affectation des élèves de 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 ». Il apparaît clairement que lorsque les enseignants ont la possibilité de choisir les élèves qui vont fréquenter une classe à plusieurs cours (plus précisément une classe à cours double), ils utilisent des critères tout à fait pertinents en choisissant les élèves les mieux armés (selon leur discours, les enfants considérés comme les plus autonomes) pour augmenter leurs performances dans ce contexte particulier (Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b).

Enfin, même si nous ne développons pas cet aspect dans ce texte, la problématique des classes à plusieurs cours est évidemment liée à celle des groupements d'élèves, et plus spécifiquement à celle des effets de pairs qui découlent du fait de regrouper des élèves d'âge différent dans une même classe, ce qui n'est pas sans conséquence sur les acquis scolaires de ces élèves (Leuven & Ronning, 2010). Au moins trois constats peuvent se dégager des éléments généraux qui viennent d'être exposés. Le premier est que les études présentées livrent des résultats variés sur l'efficacité des classes à plusieurs cours ; le second constat est que cette diversité s'explique en partie par la variété des contextes géographiques et pédagogiques. Il apparaît alors que le terme générique de « classe à plusieurs cours » n'est pas pertinent dans le sens où les résultats peuvent être très différents selon le nombre de cours et selon le niveau scolaire considéré. Un troisième constat est que la méthodologie la plus adaptée pour analyser l'efficacité des classes à plusieurs cours est très exigeante, tant au niveau de la nature de l'échantillon qu'au niveau des outils statistiques, et peu d'études françaises ont réussi à satisfaire à ces exigences.

## LE CAS DU COURS PRÉPARATOIRE

### Première analyse

Les travaux récents (cf. notamment Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b) sur l'efficacité des classes à cours double fournissent ces garanties au niveau méthodologique et elles peuvent être enrichies en mobilisant des données originales concernant le CP (Warnas, 2008). Ces données proviennent d'une étude portant sur un échantillon représentant 68 % des classes du département de la Côte-d'Or qui comportent une classe de CP, soit un échantillon de 3 172 élèves scolarisés dans 220 classes. Cet échantillon a par ailleurs fait l'objet d'une étude spécifique sur la question du redoublement (Troncin, 2005). Nous disposons pour l'ensemble des élèves d'évaluations des compétences en début et en fin d'année scolaire, ainsi que des renseignements classiques sur les élèves, les classes, les écoles et les enseignants (quelques caractéristiques des écoles de l'échantillon et de la population d'élèves figurent en annexe 1). Une première observation est la diversité des configurations de classes présentes dans cet échantillon (voir le graphique 1 et l'annexe 2), avec une majorité de classes à plusieurs cours (56 %). Parmi ces classes, la configuration CP-CE1 est de loin la plus fréquente (un quart de l'ensemble des classes de l'échantillon), suivie de l'association GS-CP (soit grande section de

l'école maternelle et cours préparatoire, environ une classe sur dix) et de la configuration GS-CP-CE1 (7 % des classes). Il existe aussi d'autres configurations qui apparaissent avec des fréquences beaucoup plus modestes. Il est possible d'avoir une lecture plus globale des configurations de classes en raisonnant en fonction du nombre de sections présentes (voir le tableau 1) : on observe alors sans surprise que les cours à deux niveaux représentent la plus grande partie des classes à cours multiple (environ les deux tiers).

Les différentes configurations de classes présentes dans l'échantillon offrent la possibilité d'analyses complémentaires de l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours. Ces analyses peuvent se décliner selon plusieurs niveaux : l'opposition entre cours simples et cours multiples, selon le nombre de cours en présence ou selon la place des cours dans le cursus. Il serait aussi possible en théorie d'examiner l'influence de chaque configuration de classe, mais la fréquence trop réduite de certaines d'entre elles ne nous permet pas de le faire pour des raisons statistiques. L'ensemble des analyses doit permettre d'avoir une idée de l'efficacité des configurations de cours les plus fréquentes pour les élèves de CP. Le tableau 2 présente le modèle multiniveau de progression des élèves pendant l'année de CP et prend en compte les caractéristiques sociodémographiques

Graphique 1. Les différentes configurations des classes de CP de l'échantillon (sur 231 classes)

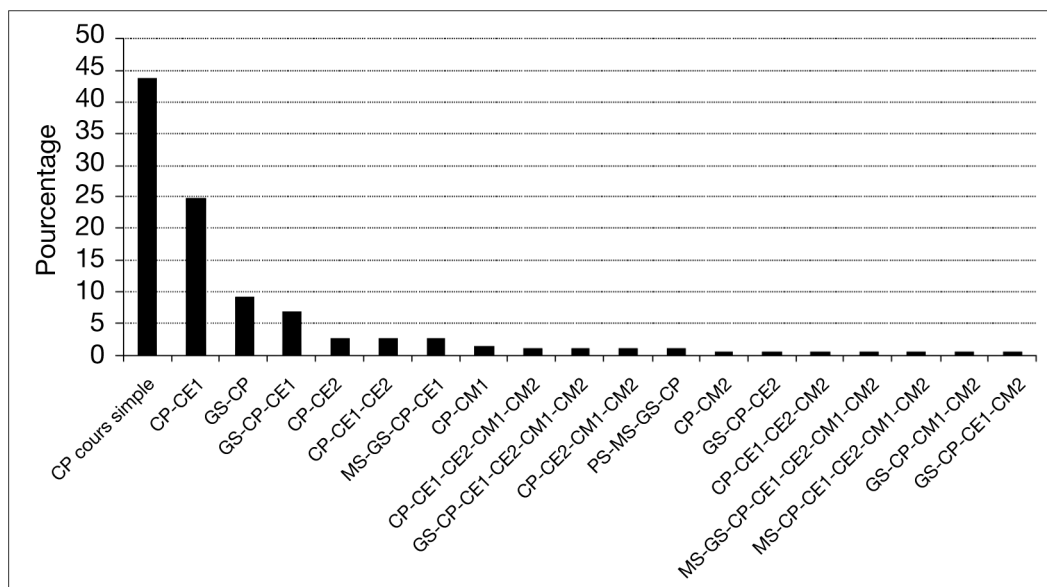


Tableau 1. Configurations simplifiées des classes de CP de l'échantillon

Configuration des classes de CP	Nombre de classes	Proportion de ces classes dans l'échantillon
Classe à cours simple	101	43,7 %
Classe à cours double	88	38,1 %
Classe à cours triple	23	10,0 %
Classe de quatre cours et plus	19	8,2 %

Tableau 2. Modèles multiniveaux de progression en CP (N = 3 172)

Paramètres	Modèle A (vide)	Modèle B
<i>Effets fixes</i>		
Constante	99,56 (0,55)***	29,41 (2,32)***
Résultat initial aux tests		0,76 (0,01)***
Sexe : fille (référence garçon) Nationalité (référence française)		-0,04 (0,39) n. s. -4,87 (1,57)***
Profession du père (référence ouvrier) :		
Agriculteur		0,86 (1,09) n. s.
Artisan, commerçant		0,96 (0,70) n. s.
Cadre, profession intellectuelle supérieure		1,03 (0,64)*
Profession intermédiaire		0,75 (0,61) n. s.
Employé		0,75 (0,56) n. s.
Sans activité		0,27 (1,66) n. s.
Mère active (référence sans activité professionnelle)		0,72 (0,52) n. s.
Nombre de frères et sœurs (référence enfant unique) :		
Un frère ou une sœur		0,22 (0,67) n. s.
Deux frères ou sœurs		-0,11 (0,72) n. s.
Plus de deux frères ou sœurs		0,22 (0,22) n. s.
Né au quatrième trimestre (référence autres trimestres)		0,30 (0,42) n. s.
Nombre d'années de maternelle		-0,09 (0,26) n. s.
Redoublant (référence « à l'heure »)		-4,71 (1,15)***
Expérience professionnelle de l'enseignant (en années)		0,05 (0,04) n. s.
CP cours multiple (référence CP cours simple)		-1,35 (0,79)*
<i>Effets aléatoires</i>		
Niveau 2 : variance interclasse	45,55	19,94
Niveau 1 : variance intraclasse	184,64	63,77
Part de variance interclasse expliquée	19,78 %	23,82 %
Part de variance intraclasse expliquée	80,22 %	76,18 %
Décroissance de la déviance (-2 log L)	21 943,2	13 231,3

Note : le seuil de significativité des effets fixes est le suivant : « n. s. » pour non significatif ; \* : significatif au seuil de 10 % ; \*\*\* : significatif au seuil de 1 %. Les erreurs types des coefficients figurent entre parenthèses. Lecture : les modèles fournissent à la fois des effets fixes, c'est-à-dire l'impact spécifique de chaque variable explicative sur la variable dépendante ; 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 ; enfin les parts de variance expliquée à chacun des niveaux, qui sont un indicateur de la pertinence globale du modèle testé.

Tableau 3. **Caractéristiques des enseignants selon le type de classe de CP**

	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
Âge				
Classe à cours simple	43,2	7,9	23	56
Classe à cours multiple	38,2	9,8	23	58
Ancienneté générale de service (en années)				
Classe à cours simple	19,6	10,0	0	36
Classe à cours multiple	14,6	11,4	0	37
Ancienneté dans l'école avec une classe de CP (en années)				
Classe à cours simple	5,2	5,3	0	25
Classe à cours multiple	5,7	7,6	0	30

et scolaires classiques, ainsi que des variables contextuelles. Les résultats des élèves aux tests passés en début et en fin d'année scolaire ont été standardisés avec une moyenne fixée à 100 et un écart type de 15. Le modèle A n'inclut aucune variable explicative : c'est un modèle dit vide (ou inconditionnel), qui produit une décomposition de la variance totale des acquis scolaires en fin de CP en une part de variance interclasse et une part de variance intra-classe. La part de la variance totale expliquée par la variance entre les classes est ici de près de 20 %. Le modèle B intègre les variables individuelles (sociodémographiques et scolaires), la variable « type de cours » et celle qui rend compte de l'ancienneté de l'enseignant dans le métier<sup>2</sup>. Les estimations indiquent de moins bonnes progressions des élèves fréquentant un CP à cours double. Le coefficient affiche toutefois une faible valeur et peu significative (seuil d'erreur de 7 %). On peut donc davantage parler de tendance que d'effet réellement significatif<sup>3</sup>.

Une information intéressante qui n'est pas directement lisible dans le tableau 2 est le phénomène de colinéarité (c'est-à-dire lorsque les deux variables sont fortement corrélées) entre le type de cours et l'expérience professionnelle de l'enseignant (ou son ancienneté dans le métier). Si cette seconde variable n'est pas introduite dans le modèle, le coefficient associé à la variable « type de cours » devient significatif au seuil de 5 % et l'on pourrait dans ce cas véritablement admettre que les progressions des élèves qui fréquentent une classe à plusieurs cours seraient moindres que celles des élèves scolarisés dans des cours simples, bien que l'effet négatif reste modeste (le coefficient de la variable avec cette modélisation

est de -1,5). Il semble donc que l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours n'est pas indépendante de l'expérience professionnelle de l'enseignant. Cela n'est pas surprenant dans la mesure où la gestion d'une classe à cours double nécessite une organisation spécifique afin que les élèves des deux sections puissent bénéficier du même degré d'attention de la part du maître. Dans l'échantillon, on observe bien que les enseignants exerçant dans une classe à cours simple sont plus âgés et ont davantage d'ancienneté dans le métier que ceux qui exercent dans une classe à plusieurs cours (voir le tableau 3). La différence d'âge moyen, comme celle de l'ancienneté générale, est de cinq années, ce qui est loin d'être négligeable. Cela confirme les observations précédentes (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005, 2007a) selon lesquelles les classes à cours multiple sont le plus souvent attribuées aux maîtres les plus jeunes, qui sont également en général les derniers nommés dans l'école.

### Deuxième analyse

La seconde analyse concerne la comparaison des progressions des élèves en fonction du nombre de cours en présence dans la classe ; les résultats des estimations figurent dans le tableau 4<sup>4</sup>.

Il apparaît que seule la configuration « cours double » constitue un contexte moins favorable aux progressions que la configuration « cours simple ». L'effet est toutefois modeste et surtout peu significatif (au seuil de 10 % seulement). Comme dans la première modélisation, le fait de ne pas introduire l'ancienneté des enseignants dans le modèle renforce



Tableau 4. **Effet du type de cours sur les progressions des élèves en CP : nombre de cours**

Modalité de référence	Modalités actives	Coefficients
CP à cours simple	CP à cours double	-1,61 (0,88)*
	CP à cours triple	-0,64 (1,67) n. s.
	CP avec plus de 2 autres sections	-1,92 (2,31) n. s.

Note : le seuil de significativité de ces coefficients est le suivant : « n. s. » pour non significatif ; \* : significatif au seuil de 10 %. Les erreurs types des coefficients figurent entre parenthèses.

Tableau 5. **Effet du type de cours sur les progressions des élèves en CP : place des cours dans le cursus**

Modalité de référence	Modalités actives	Coefficients
CP à cours simple	CP double avec section inférieure	0,59 (1,32) n. s.
	CP double avec section supérieure	-2,60 (0,98) ***
	CP avec plus de 2 autres sections	-1,20 (1,46) n. s.

Note : le seuil de significativité de ces coefficients est le suivant : « n. s. » pour non significatif ; \*\*\* : significatif au seuil de 1 %. Les erreurs types des coefficients figurent entre parenthèses.

l'effet négatif du cours double, car le coefficient du modèle devient alors significatif au seuil de 5 %. Le tableau 5 affine ces résultats en présentant la place des cours dans le cursus et en distinguant les classes qui associent au CP un cours double inférieur (des sections de maternelle) de celles qui associent un cours double supérieur (un cours de CE ou de CM). Les résultats ne prêtent pas à confusion car les classes de CP associées à un cours supérieur constituent un contexte clairement défavorable aux progressions des élèves ; l'effet sur les acquisitions est nettement significatif (au seuil de 1 %). Ce n'est pas le cas pour les autres situations (CP avec section inférieure ou CP avec plus de deux autres sections).

Il convient à présent de préciser quelles associations de cours dans les classes de CP sont à l'origine des résultats précédents. Le tableau 6 présente les estimations de nouvelles spécifications de variables qui distinguent les classes GS-CP, CP-CE1 (ces deux configurations de cours double sont les plus fréquentes), CP double avec d'autres sections que GS et CE1 et les classes dans lesquelles le CP est associé à plus de deux autres sections. Il apparaît clairement que le couple CP-CE1 représente le contexte le plus défavorable au niveau pédagogique, puisque le coefficient est fortement significatif (au seuil de 1 %) et sa valeur est élevée (environ 20 % d'écart type de la distribution des scores).

Tableau 6. **Effet du type de cours sur les progressions des élèves en CP : spécification des sections des cours doubles**

Modalité de référence	Modalités actives	Coefficients
CP à cours simple	GS-CP	0,60 (1,32) n. s.
	CP-CE1	-2,72 (1,04)***
	CP à cours double avec autres sections	-2,01 (2,05) n. s.
	CP avec plus de 2 autres sections	-1,20 (1,46) n. s.

Note : le seuil de significativité de ces coefficients est le suivant : « n. s. » pour non significatif ; \*\*\* : significatif au seuil de 1 %. Les erreurs types des coefficients figurent entre parenthèses.

Pour des raisons statistiques, il est difficile d'aller plus loin dans la recherche des effets propres aux différentes configurations de cours présentes dans l'échantillon, les effectifs d'élèves étant trop réduits dans la majorité des cas. On peut en revanche rechercher d'éventuels effets différenciés du type de cours en fonction des caractéristiques des élèves, et plus particulièrement de leur niveau d'acquisition des connaissances en début d'année. Pour tester ces effets différenciés, trois variables d'interaction ont été construites en distinguant les élèves des classes de CP-CE1 dont les résultats sont initialement faibles (score inférieur à 85, soit un écart type au-dessous de la moyenne), moyens (score compris entre 85 et 115), forts (score supérieur à 115, soit un écart type au-dessus de la moyenne). Les coefficients présentés dans le tableau 7 mettent en évidence des effets d'interaction entre le niveau initial et le type de cours. Ainsi ce sont les élèves qui ont les acquis initiaux les plus fragiles qui sont les plus pénalisés par la fréquentation d'un CP-CE1 (coefficient significatif au seuil de 1 %). En revanche, les élèves qui débutent le CP avec un bon niveau d'acquisition ne réalisent pas des progressions inférieures à celles des élèves fréquentant un cours simple. Enfin, pour la majorité des élèves (ceux dont le score est situé au plus à un écart type de la moyenne), la fréquentation d'un cours double CP-CE1 est également pénalisante. Ces résultats rejoignent ceux relevés pour les élèves de CE1 (Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b), les élèves fragiles de cette section étant également les plus touchés par la scolarisation dans un cours double CP-CE1.

Compte tenu de la faible représentation de certaines configurations de classe, il n'est pas possible d'aller plus loin dans la comparaison de l'efficacité pédagogique des différents types de cours, ces configurations peu fréquentes étant très probablement rares égale-

ment au niveau national. Par ailleurs, des estimations complémentaires ont été réalisées pour chercher à mettre en évidence des effets liés aux effectifs en présence dans chacune des sections des cours doubles. Les résultats ne permettent pas de détecter d'effet significatif pour ce point : ainsi, pour des élèves de CP, le fait que les effectifs de ce cours soient plus ou moins élevés que celui des autres sections (GS ou CE1) ne modifie pas la relation globale détectée entre cours double et progressions des élèves.

## SYNTHÈSE SUR L'EFFICACITÉ DES CLASSES À COURS DOUBLE À L'ÉCOLE PRIMAIRE

À l'issue de ces analyses, on peut proposer une synthèse des connaissances sur l'efficacité des classes à cours double, en mettant en perspective ces nouveaux résultats avec ceux produits récemment à d'autres niveaux de l'école élémentaire, dans des recherches comparables sur le plan méthodologique. Les résultats établis au niveau du CE1 lors d'une recherche antérieure (Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b) peuvent être en effet directement rapprochés des analyses qui viennent d'être présentées sur le CP. La méthodologie est en tout point comparable et, en outre, les échantillons concernent la même zone géographique avec un équilibre entre des écoles rurales et urbaines. Il est donc possible de simuler, sur la base de ces deux recherches, les effets cumulés de la fréquentation d'un cours double pendant l'année de CP et celle de CE1. Plusieurs cas peuvent alors être envisagés sur deux années consécutives : cours simple en CP et cours double CP-CE1 en CE1 ; cours simple en CP et cours double CE1-CE2 en CE1 ; cours double CP-CE1 en CP et

Tableau 7. Effets différenciés du type de cours sur les progressions des élèves en CP

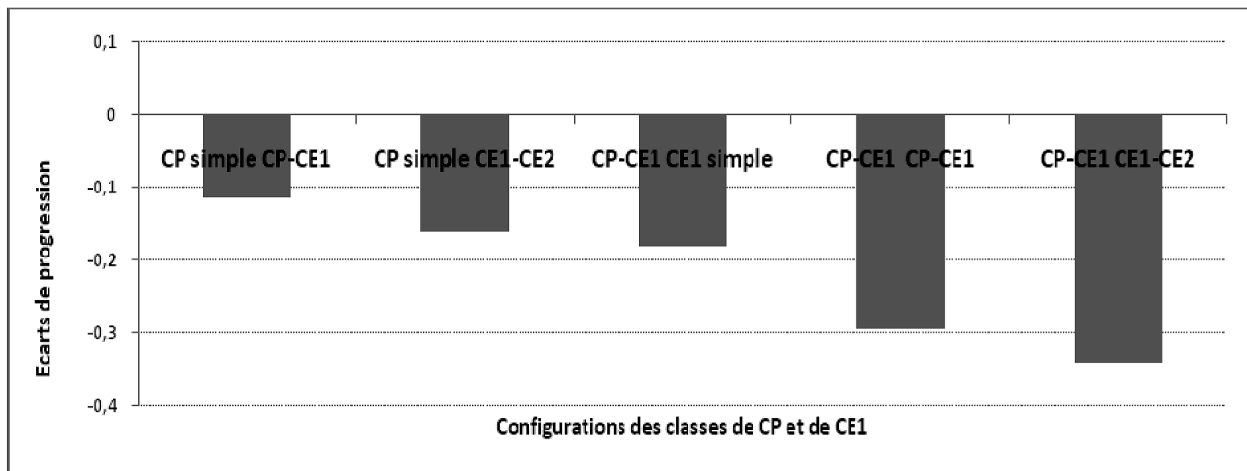
Modalité de référence	Modalités actives	Coefficients
CP à cours simple	GS-CP	0,04 (1,27) n. s.
	CP-CE1 score initial faible	-3,79 (1,62)***
	CP-CE1 score initial moyen	-2,01 (1,00)**
	CP-CE1 score initial élevé	-0,25 (1,36) n. s.
	CP double avec autres sections	-1,16 (2,63) n. s.
	CP avec plus de 2 autres sections	-1,12 (2,31) n. s.

Note : le seuil de significativité de ces coefficients est le suivant : « n. s. » pour non significatif ; \*\* : significatif au seuil de 5 % ; \*\*\* : significatif au seuil de 1 %. Les erreurs types des coefficients figurent entre parenthèses.

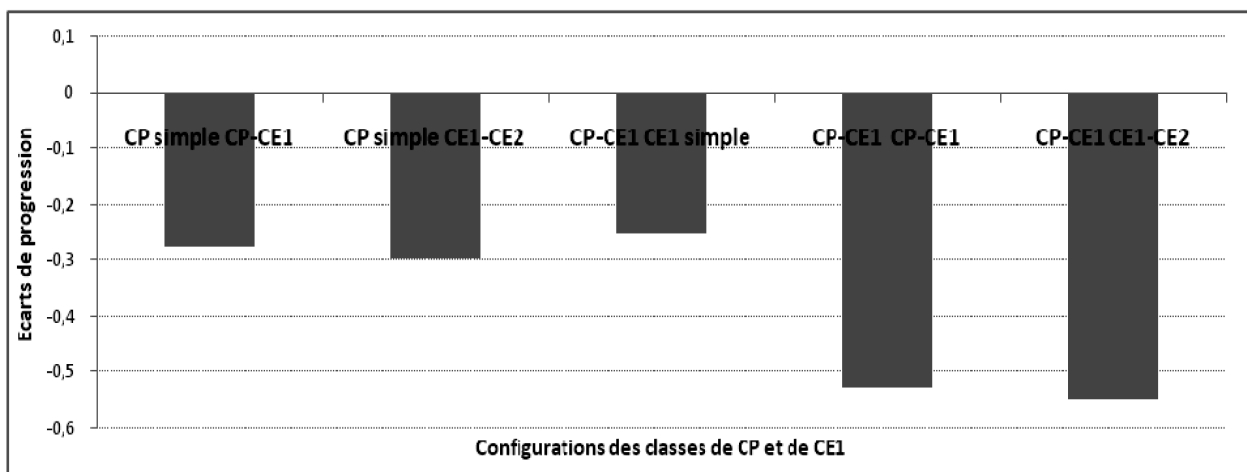
cours simple en CE1 ; cours double CP-CE1 en CP et cours double CP-CE1 en CE1 ; enfin cours double CP-CE1 en CP et cours double CE1-CE2 en CE1. Le graphique 2 visualise les écarts cumulés des progressions moyennes (sur deux années) entre élèves selon les différentes configurations de classes, la référence (valeur de 0 sur l'axe des ordonnées) correspondant à une scolarité effectuée sur deux années consécutives

en cours simple au CP et au CE1. Les écarts sont exprimés ici en pourcentage d'écart type et, même si l'addition des effets n'est pas la procédure la plus satisfaisante sur le plan statistique, elle fournit néanmoins une vision assez juste des effets cumulés des différences d'acquisitions entre les élèves. Il apparaît nettement qu'un élève qui fréquenterait deux années de suite un cours double au CP et au CE1 aurait des

Graphique 2. **Effets des différentes configurations de classes de CP et de CE1 sur les progressions des élèves au CP et au CE1**



Graphique 3. **Effets des différentes configurations de classes de CP et de CE1 sur les progressions des élèves dont les résultats sont les plus faibles au CP et au CE1**



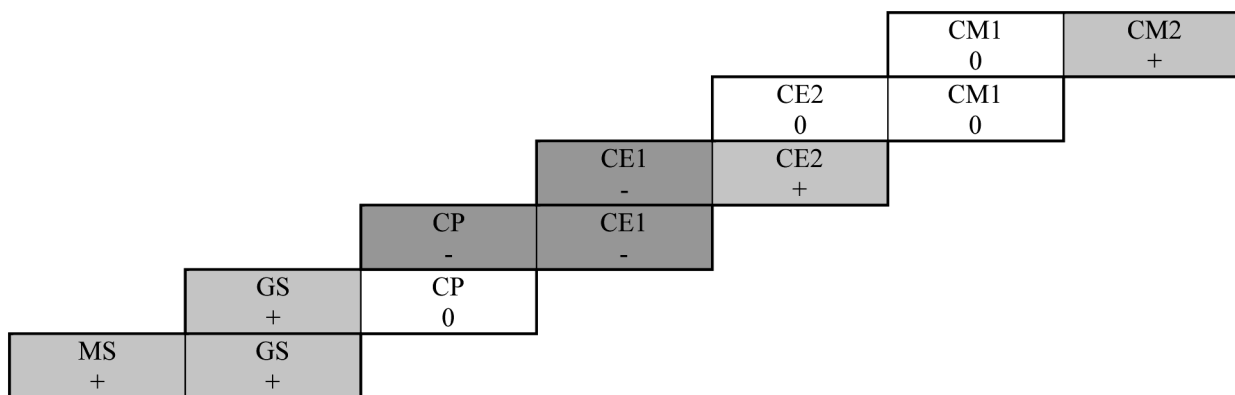
progressions très inférieures à celles d'un élève ayant été scolarisé pendant ces mêmes années dans des classes à cours simple, le cas le plus défavorable étant une scolarité dans un CP-CE1 pendant l'année de CP puis d'un CE1-CE2 pendant l'année de CE1 (situation représentée le plus à droite sur le graphique) ; le cas le moins défavorable (toujours par rapport à la situation de référence de deux années passées en cours simple) étant la fréquentation d'un cours simple en CP et d'un CP-CE1 en CE1 (situation représentée sur la gauche du graphique). Une conclusion de cette mise en correspondance des résultats des deux recherches étant que la fréquentation d'un cours double de la section directement supérieure (en l'occurrence le CE1 pour le CP et le CE2 pour le CE1) est la situation pédagogique la moins souhaitable.

Le graphique 3 expose les mêmes résultats, mais uniquement pour les élèves qui abordent l'année scolaire avec les acquis les plus faibles (scores inférieurs d'un écart type à la moyenne). Si la structure des effets est globalement comparable à celle qui concerne l'ensemble de la population d'élèves, l'ampleur des écarts de progression est plus importante, ce qui signifie clairement que les élèves les plus fragiles sur le plan des acquisitions sont les plus sensibles à la structure des classes. Là encore, les élèves dont les résultats sont faibles qui fréquenteraient deux années consécutives un cours double seraient nettement pénalisés. Les deux configurations de classes les moins favorables étant de loin une scolarisation en CP-CE1 pendant l'année de CP et une scolarisation en CE1 soit dans un cours CP-CE1, soit dans un cours CE1-CE2 (les deux situations produisant globalement les mêmes effets).

Sans que l'on ne puisse disposer d'informations nombreuses sur cette question, il est tout à fait plausible que les enseignants évitent (quand ils le peuvent) de placer un élève dans une classe à cours double deux années consécutives. En effet les analyses qualitatives réalisées dans une recherche antérieure (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005, 2007a) ont bien fait ressortir le fait que la constitution de classes à cours double dans les écoles était une solution « par défaut » pour les enseignants, qu'ils n'y ont recours que lorsque les effectifs sont très déséquilibrés entre les différents niveaux du cursus. Toujours selon le discours des acteurs, les cours doubles CP-CE1 ne sont pas considérés comme un contexte facile à gérer sur le plan pédagogique et les directeurs d'école disent préférer une association de cours non consécutifs (Leroy-Audouin & Suchaut, 2005, 2007a).

Il est aussi possible de rapprocher ces résultats sur les classes à cours double de ceux produits dans des recherches antérieures même si, comme nous l'avons évoqué auparavant, certains résultats demandent à être interprétés avec précaution. Le schéma suivant (voir le graphique 4) indique les grandes tendances concernant les classes à cours double sur tout le cursus primaire. Les cases grisées correspondent à des situations pour lesquelles des effets sur les progressions des élèves ont été identifiés dans les études, les plus foncées correspondent aux effets les plus forts alors que les plus claires témoignent d'effets de moindre intensité. Les cases blanches marquent l'absence d'effet, voire l'incertitude des effets du fait du manque d'études réalisées pour ces niveaux d'enseignement. Pour chaque cours double sont indiqués le

Graphique 4. Synthèse des effets pédagogiques des classes à cours double à l'école primaire



sens des effets de la fréquentation d'une classe à cours double (positif, négatif, neutre).

Une lecture de ce schéma peut être effectuée en suivant la chronologie de la scolarité à l'école primaire. Il semblerait en premier lieu que les classes à cours double soient porteuses d'efficacité à l'école maternelle, à la fois pour la moyenne et la grande section. Par ailleurs, les élèves de CP qui fréquentent une classe dans laquelle sont présents des élèves de grande section ne progressent pas moins bien qu'en cours simple. En second lieu, l'association CP-CE1 examinée auparavant constitue un contexte défavorable aux acquisitions pour les élèves des deux sections considérées. Le cas du CE1-CE2 est plus délicat dans le sens où il combine des effets négatifs pour les élèves de CE1 (Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b) et positifs, mais de plus faible intensité, pour les élèves de CE2 (Davezies, 2005). Cette situation montre bien toute la complexité de la question dans le sens où une configuration de classe peut avoir des effets différenciés selon la section considérée. Enfin, pour les deux dernières années du cycle 3, les résultats des recherches concluent à une neutralité des effets pour la section de CM1, qu'elle soit associée au cours inférieur (CE2) ou supérieur (CM2). En ce qui concerne les élèves de CM2, ils semblent bénéficier de la configuration CM1-CM2, ce qui n'est apparemment pas le cas pour une association avec un autre cours que le CM1 (Davezies, 2005). En résumé, ce sont donc les niveaux du cycle 2 de l'école élémentaire qui sont les moins propices à être désignés pour la constitution d'une classe à cours double.

## **INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS ET PISTES POUR UNE NOUVELLE POLITIQUE ÉDUCATIVE**

À la suite de ces résultats synthétiques, il est important de voir quelles pistes d'explication peuvent être mobilisées pour donner un sens aux effets détectés dans les différents travaux. Une première piste a trait à l'organisation du temps d'enseignement. Cela concerne la manière dont l'enseignant va structurer les activités pédagogiques et la répartition qu'il sera amené à réaliser dans la classe, entre les élèves des deux sections. Cette gestion pédagogique va avoir directement une influence sur la gestion du temps par l'élève et son niveau d'activité, sachant que le degré d'implication sur la tâche est un élément fortement porteur d'efficacité sur les apprentissages (Mortimore, Sammons, Stoll *et al.*, 1988). De manière complé-

mentaire, la place que l'enseignant laissera au travail autonome de l'élève aura également une influence sur l'efficacité pédagogique. Les travaux réalisés sur l'école rurale (Leroy-Audouin & Mingat, 1995) ont mis en évidence les effets positifs et conjoints d'une forte optimisation du temps d'enseignement (ce qui signifie concrètement que les élèves ne sont jamais inoccupés) et un degré de prise en charge des élèves élevé (peu d'autonomie accordée aux élèves dans les activités scolaires). Cette distinction entre optimisation du temps et degré de prise en charge des élèves complète celle proposée par Stallings (1980) entre le temps interactif (correspondant aux moments où les élèves travaillent en interaction avec le maître) et le temps non interactif (correspondant aux moments où les élèves travaillent seuls). Si l'enseignant n'est pas performant dans la structuration et la planification des activités, l'opportunité d'apprendre sera, de fait, moins élevée pour les élèves fréquentant un cours double. La spécificité d'un cours double à sections consécutives peut aussi donner lieu à des aménagements des contenus, voire des recouvrements de programme qui pourraient conduire à avoir moins d'ambition pour l'une des deux sections de la classe.

Une seconde piste a trait aux interactions entre élèves, qui sont de nature différente selon la composition de la classe. L'hétérogénéité des âges peut être source de situations porteuses d'efficacité et qui se matérialisent par des phénomènes de tutorat, d'imitation ou de cotutelle (Leroy-Audouin & Suchaut, 1994). Là aussi, tout dépendra des écarts d'âge entre les élèves, du nombre d'élèves dans le groupe classe et de l'habileté de l'enseignant à favoriser l'émergence et la fréquence de tels phénomènes. Sur ces deux aspects, gestion du temps d'enseignement et interactions entre pairs, les classes faisant intervenir un grand nombre de cours, et donc de grands écarts d'âge entre les élèves, peuvent alors devenir un contexte d'apprentissage pertinent, ce qui pourrait aussi expliquer les résultats positifs de l'école rurale concernant les classes uniques.

En conclusion, ces nouvelles analyses réalisées sur le CP confirment des résultats récents (Leroy-Audouin & Suchaut, 2007b), mais appellent à la vigilance les équipes pédagogiques lors de la constitution des classes de CP et de CE1. Le recours au cours double pour ces sections n'est pas sans risque, notamment pour les élèves fragiles sur le plan des apprentissages (ceux qui abordent l'année scolaire avec un faible niveau d'acquisition) et peu autonomes. En effet la fréquentation d'un cours double conduit les élèves à moins bénéficier de la présence du maître

et, pour certains élèves seulement, ce moindre encadrement pourra être positif par le développement d'une « écoute furtive » de ce qui se passe dans l'autre section (Briquet-Duhazé, 2005). On rappellera également les conditions et les facteurs qui peuvent contribuer à réduire, voire à éliminer les risques potentiels de la scolarisation en cours double CP-CE1 :

- éviter dans la mesure du possible de faire suivre deux années consécutives un cours double CP-CE1 aux élèves ;
- être attentif à la sélection des élèves destinés au cours double, ce qui signifie d'éviter de choisir des élèves faibles sur le plan des apprentissages et peu autonomes ;
- planifier et organiser les activités pédagogiques avec rigueur pour chacune des deux sections en présence ;

- ne pas attribuer une classe à cours double à un enseignant peu expérimenté.

Comme toujours sur ce type de question de politique éducative, il est difficile d'apporter une réponse unique, les résultats des recherches étant fortement dépendants du contexte dans lequel ils sont produits. Un examen attentif des travaux permet néanmoins d'apporter des éléments utiles à la réflexion des acteurs, sachant que des travaux supplémentaires sont attendus pour progresser dans la connaissance de cet objet.

Bruno Suchaut  
bruno.suchaut@u-bourgogne.fr  
IREDU, CNRS et université de Bourgogne

## NOTES

- 1 On notera la recherche de Davezies (2005) et celle de Leroy-Audouin et Suchaut (2007b).
- 2 On notera que les autres variables de contexte disponibles (comme le nombre d'élèves par classe) n'ont pas été conservées dans le modèle car elles ne sont pas significatives. On précisera que la prise en compte de ces variables n'a aucune influence sur les estimations des effets de notre variable cible, à savoir le type de cours.
- 3 Le seuil d'erreur de 5 % qui est communément admis en sciences sociales n'est pas atteint dans cette estimation.
- 4 Afin de ne pas alourdir la présentation, les estimations des modèles complets ne sont pas fournies, seules les variables cibles figurent dans le tableau. On précisera que les modèles présentés ici intègrent l'ensemble des variables qui figurent dans le modèle précédent (voir le tableau 2).

## BIBLIOGRAPHIE

- ANDERSON R. & PAVAN B. (1993). *Nongradeness: Helping it happen*. Lancaster : Technomic.
- BOUYSSSE V. (2002). « Les classes multigrades ». Communication présentée au séminaire interactif des responsables de planification, International institute for educational planning, UNESCO.
- BRESSOUX P. (1993). « Les performances des écoles et des classes : le cas des acquisitions en lecture ». *Les dossiers d'Éducation et formations*, n° 30.
- BRESSOUX P. (1994). « Les recherches sur les effets-écoles et les effets-maîtres ». *Revue française de pédagogie*, n° 108, p. 91-137.
- BRESSOUX P. & PANSU P. (2003). *Quand les enseignants jugent leurs élèves*. Paris : PUF.
- BRESSOUX P., COUSTÈRE P. & LEROY-AUDOUIN C. (1997). « Les modèles multiniveau 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.
- DAVEZIES L. (2005). « Influence des caractéristiques du groupe des pairs sur la scolarité élémentaire ». *Éducation et formations*, n° 72, p. 171-199.
- FERRIER J. & VANDERVOORDE P. (1993). *Réseau scolaire en milieu rural*. Rapport de l'inspection générale de l'Éducation nationale. Paris : Ministère de l'Éducation nationale.
- GAYFER M. (1991). *Les classes multiprogrammes, le mythe et la réalité. Étude canadienne*. Toronto : Association canadienne d'éducation.
- GUTIERREZ R. & SLAVIN R. (1992). *Achievement effects of the nongraded elementary school: A retrospective review*. Baltimore : Johns Hopkins University.
- HILL P., ROWE K., HOLMES-SMITH P. & RUSSELL V. (1996). *The victorian quality schools project: A study of school and teacher effectiveness*. Rapport à l'Australian research council, vol. 1. Melbourne : Center for applied educational research.
- JAROUSSE J.-P. & MINGAT A. (1993). *Les disparités d'acquisition scolaire 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. Paris : ministère de l'Éducation nationale.

- KRAL R. (1995). *Strategies that work: Techniques for solution in schools*. Milwaukee : Brief family therapy center.
- KULIK J. & KULIK C. (1992). « Meta-analytic findings on grouping programs ». *Gifted Child Quarterly*, vol. 36, n° 2, p. 73-77.
- LEBOSSÉ J.-C. (1998). *Pour une nouvelle dynamique du système éducatif en zone rurale isolée*. Rapport de mission présenté à Madame la ministre déléguée, chargée de l'enseignement scolaire. Paris : ministère de l'Éducation nationale, de la Recherche et de la Technologie. Disponible sur Internet à l'adresse : <<http://lesrapports.ladocumentationfrancaise.fr/BRP/994001758/0000.pdf>> (consulté le 16 novembre 2010).
- LEROY-AUDOUIN C. (1993). *L'école maternelle entre la diversité des élèves et la continuité éducative : du passage anticipé au CP au cycle des apprentissages fondamentaux*. Thèse de doctorat, sciences de l'éducation, université de Bourgogne.
- LEROY-AUDOUIN C. & MINGAT A. (1995). *L'école primaire rurale en France : structure des classes, efficacité pédagogique et intégration au collège*. Rapport pour la direction de la prévision. Paris : Ministère de l'Économie.
- LEROY-AUDOUIN C. & SUCHAUT B. (1994). « Mode de groupement et apprentissages des élèves à l'école maternelle ». Communication présentée à la deuxième biennale de l'éducation et de la formation, Paris.
- LEROY-AUDOUIN C. & SUCHAUT B. (2005). « À chaque classe ses élèves : procédures et critères d'affectation à l'école élémentaire ». *Revue française de pédagogie*, n° 152, p. 89-105.
- LEROY-AUDOUIN C. & SUCHAUT B. (2007a). « L'attribution des classes aux enseignants : le cas des écoles primaires ». *Carrefour de l'éducation*, n° 23, p. 71-84.
- LEROY-AUDOUIN C. & SUCHAUT B. (2007b). « Revisiter l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours ». *Revue française de pédagogie*, n° 160, p. 103-118.
- LEUVEN E. & RONNING M. (2010). « How classroom age composition affects pupil achievement: Evidence from multi-grade classes ». Communication présentée à la conférence organisée par EALE (European association of labour economists), University college, Londres. Disponible sur Internet à l'adresse : <[http://www.eale.nl/Conference2010/Programme/PaperscontributedsessionsF/add129391\\_Ui4vMGaSuP.pdf](http://www.eale.nl/Conference2010/Programme/PaperscontributedsessionsF/add129391_Ui4vMGaSuP.pdf)> (consulté le 16 novembre 2010).
- LOU Y., ABRAMI P., SPENCE J. *et al.* (1996). « Within-class grouping: A meta-analysis ». *Review of Educational Research*, vol. 66, n° 4, p. 423-458.
- MASON D. & BURNS R. (1996). « Simply no worse and simply not 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.
- MILLER B. (1991). « Teaching and learning in the multigrade classroom: Student performance and instructional routines ». ERIC Digest. Charleston : ERIC Clearinghouse on rural education and small schools.
- MINGAT A. & OGIER C. (1994). « Éléments pour une réflexion nouvelle sur l'école primaire en milieu rural ». *Savoir*, n° 1, p. 111-125.
- MINGAT A. & SUCHAUT B. (2000). *Les systèmes éducatifs africains. Une analyse économique comparative*. Bruxelles : De Boeck.
- MORTIMORE P., SAMMONS P., STOLL L. *et al.* (1988). *Schools matters: The junior years*. Wells : Open Books.
- NYE B. (1993). « Some questions and answers about multi-age grouping ». *ERS Spectrum*, vol. 11, n° 3, p. 38-45.
- CEUVRARD F. (1990). « Les petits établissements scolaires ». *Éducation et formations*, n° 43, p. 113-116.
- CEUVRARD F. (1993). *Les performances des petites écoles, le cas des classes uniques*. Paris : Direction de l'évaluation et de la prospective.
- CEUVRARD F. (1995). « Le système éducatif en milieu rural ». *Éducation et formations*, n° 43, p. 5-155.
- PAVAN B. (1992). « The benefits of nongraded schools ». *Educational leadership*, vol. 50, n° 2, p. 22-25.
- PRATT D. (1986). « On the merits of multiage classroom ». *Journal of Research in Rural Education*, vol. 3, n° 3, p. 111-115.
- RAUDENBUSH S. & BRYK A. (1986). « A hierarchical model for studying school effects ». *Sociology of education*, vol. 59, n° 1.
- RULE G. (1983). *Effects of multigrade grouping on elementary student achievement in reading and mathematics*. Thèse de doctorat, Northern Arizona University.
- RUSSEL V., ROWE K. & HILL P. (1998). « Effects of multi-grade classes on student progress in literacy and numeracy: Quantitative evidence and perceptions of teachers and schools leaders ». Communication présentée à l'Annual conference of the Australian association for research in education, Adélaïde, Australie.
- SINGER J. (1998). « Using SAS proc mixed to fit multilevel models, hierarchical models, and individual growth models ». *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, vol. 24, n° 4, p. 323-355.
- SLAVIN R. (1987). « Ability grouping and student achievement in elementary schools: A best-evidence synthesis ». *Review of Educational Research*, vol. 57, n° 3, p. 293-336.
- STALLINGS J. (1980). « Allocated academic learning time revisited. Or beyond time on task ». *Educational Researcher*, vol. 9, n° 11, p. 11-16.
- SUCHAUT B. (1996). *Le temps scolaire : allocation et effets sur les acquisitions des élèves en grande section et au CP*. Thèse de doctorat, sciences de l'éducation, université de Bourgogne.
- TRONCIN T. (2005). *Le redoublement : radiographie d'une décision à la recherche de sa légitimité*. Thèse de doctorat, sciences de l'éducation, université de Bourgogne.
- VEENMAN S. (1995). « Cognitive and non-cognitive effects of multigrade and multi-age classes: A best-evidence synthesis ». *Review of Educational Research*, vol. 65, n° 4, p. 319-381.
- VOGLER J. & BOUISSON B. (1987). « Évaluation pédagogique dans les écoles rurales. Écoles rurales et écoles urbaines ». *Éducation et formations*, n° 10, p. 3-9.
- WARNAS C. (2008). *Comparaison des performances scolaires des élèves des classes simples et multiples*. Mémoire de master, sciences de l'éducation, université de Bourgogne.

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.

## ANNEXE 1. CARACTÉRISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON

	Échantillon	Département
Caractéristiques des écoles (%)		
ZEP	9,2 %	10,8 %
Rurales	62,0 %	63,1 %
Caractéristiques de la population scolaire (%)		
Filles	49,4 %	49,5 %
PCS du chef de famille		
Agriculteur	3,7	3,8
Artisan/commerçant/chef d'entreprise	10,8	9,4
Cadre et profession intellectuelle supérieure	14,3	14,4
Profession intermédiaire	15,0	15,7
Employé	20,5	19,6
Ouvrier	25,6	26,9
Retraité	0,4	0,5
Sans activité professionnelle	8,6	8,4
Non renseigné	1,1	1,3
Situation scolaire (début de CP)		
En avance	1,1	1,1
À l'heure	92,8	91,9
En retard	6,1	7,0
Redoublant CP	4,8	5,1



**ANNEXE 2. LES DIFFÉRENTES CONFIGURATIONS DES CLASSES DE CP DE L'ÉCHANTILLON (SUR 231 CLASSES)**

Configurations de classes	Nombre de classes	Proportion de ces classes dans l'échantillon
CP	101	43,7 %
CP-CE1	57	24,7 %
GS-CP	21	9,1 %
GS-CP-CE1	16	6,9 %
CP-CE2	6	2,6 %
CP-CE1-CE2	6	2,6 %
MS-GS-CP-CE1	6	2,6 %
CP-CM1	3	1,3 %
CP-CE1-CE2-CM1-CM2	2	0,9 %
GS-CP-CE1-CE2-CM1-CM2	2	0,9 %
CP-CE2-CM1-CM2	2	0,9 %
PS-MS-GS-CP	2	0,9 %
CP-CM2	1	0,4 %
GS-CP-CE2	1	0,4 %
CP-CE1-CE2-CM2	1	0,4 %
MS-GS-CP-CE1-CE2-CM1-CM2	1	0,4 %
MS-CP-CE1-CE2-CM1-CM2	1	0,4 %
GS-CP-CM1-CM2	1	0,4 %
GS-CP-CE2-CM2	1	0,4 %