

## **Les classes à cours double : éléments sur leur efficacité pédagogique avec le cas du CP**

Bruno Suchaut

Université de Bourgogne et Irédu CNRS

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'Education 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 à des déplacements d'élèves, ce qui conduit à prendre également en compte la dimension économique dans la réflexion (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 à l'autre. La recherche en éducation peut alors 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, 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.

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 se manifeste 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 scolaire 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 (Ansah, 1989 ; Gayfer, 1991 ; Gutierrez, Slavin, 1992 ; Kulik, Kulik, 1992 ; Kral, 1995 ; Lou et al., 1996 ; Miller, 1991 ; Nye, 1993 ; Pavan, 1992 ; Anderson, Pavan, 1993 ; Pratt, 1986 ; Rule, 1983 ; Russel, Rowe, Hill, 1996 ; 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 la comparaison car les systèmes éducatifs peuvent fonctionner de manière très différente ; le même concept de « classe à plusieurs cours » peut même 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, 1997 ; Leroy-Audouin, Mingat, 1995 ; Oeuvarde, 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 en ne dégageant pas d'effets positifs des classes à cours double, voire même dans certaines conditions, en mettant en évidence des progressions meilleures 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), 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 interprétée en fonction de plusieurs critères qui peuvent agir de manière complémentaire sur l'interprétation des résultats.

Le premier point concerne deux aspects qui entretiennent des liaisons étroites : celui du contexte géographique des échantillons étudiés et celui des différentes configurations de 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. Les études ont également mis en évidence des redoublements moins fréquents pour les élèves fréquentant des classes rurales dans la scolarité ultérieure. Une question essentielle au regard de cet ensemble de travaux est celle de la séparation entre ce qui tient, d'une part au type de classe et, d'autre part, au milieu géographique. 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 la population, etc... Autrement dit, il n'est pas possible de savoir par ces travaux si les effets pédagogiques positifs des classes à plusieurs cours tiennent au contexte de l'école rurale ou à 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

qui traduit un degré d'autonomie variable entre le début et la fin de la scolarité élémentaire. Ce critère du niveau de classe peut être 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 troisième point, de nature méthodologique, a trait à la perspective d'analyse mobilisée sachant que l'analyse des performances scolaires 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). L'analyse longitudinale s'attache à analyser une relation comparable mais les acquisitions des élèves sont mesurées en termes de progressions 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). Il est aussi possible qu'un élève puisse avoir fréquenté des classes à cours simple et à cours double, il est donc difficile d'imputer à la seule organisation pédagogique les différences constatées entre cours simple et cours double à un moment donné de la scolarité. 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 quatrième 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 des modèles de régression dits « mononiveau » ou, dans un langage statistique, modèles M.C.O. (Moindres Carrés Ordinaires). Si ces modèles sont bien adaptés à la mesure des effets des variables relatives aux élèves (leurs caractéristiques sociales et scolaires), la mesure des effets de contexte avec les M.C.O. est plus problématique et donne lieu à des estimations incorrectes sur le plan statistique (Bressoux, Coustère, Leroy-Audouin, 1997). Les effets des variables d'environnement scolaire (nombre d'élèves dans la classe, tonalité sociale, degré d'hétérogénéité...) sont ainsi surestimés avec les modèles M.C.O. Ceci peut entraîner de réels abus quant à la nature des conclusions établies, en commentant l'influence de certaines variables, alors que des méthodes plus adaptées concluraient à leur

neutralité en termes d'effets. Le problème vient du fait que les données collectées dans le cadre des recherches en éducation concernent plusieurs niveaux d'analyse, le plus souvent deux niveaux : l'élève et la classe (ou l'école). Les méthodes classiques (M.C.O.) 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 celles 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'erreur d'échantillonnage (Bressoux, Pansu, 2003). Les estimations incorrectes des variables de contexte avec le M.C.O. sont dues alors 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 alors sembler significatif avec les modèles M.C.O. (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 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 qui influent aussi sur la réussite des élèves (Raudenbush, Bryk, 1986). Très peu d'études françaises qui permettent de mesurer l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours mobilisent ces modèles<sup>1</sup>, si bien que certains effets positifs relevés dans certains travaux ne seraient sans doute plus statistiquement significatifs si les données étaient analysées avec des modèles multiniveaux.

Enfin, des recherches récentes (Leroy-Audouin, Suchaut, 2007b), dans la lignée de travaux anglo-saxons (Mason, Burns, 2002), 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 maximiser leurs acquisitions dans ce contexte particulier (Leroy-Audouin Suchaut, 2007b).

---

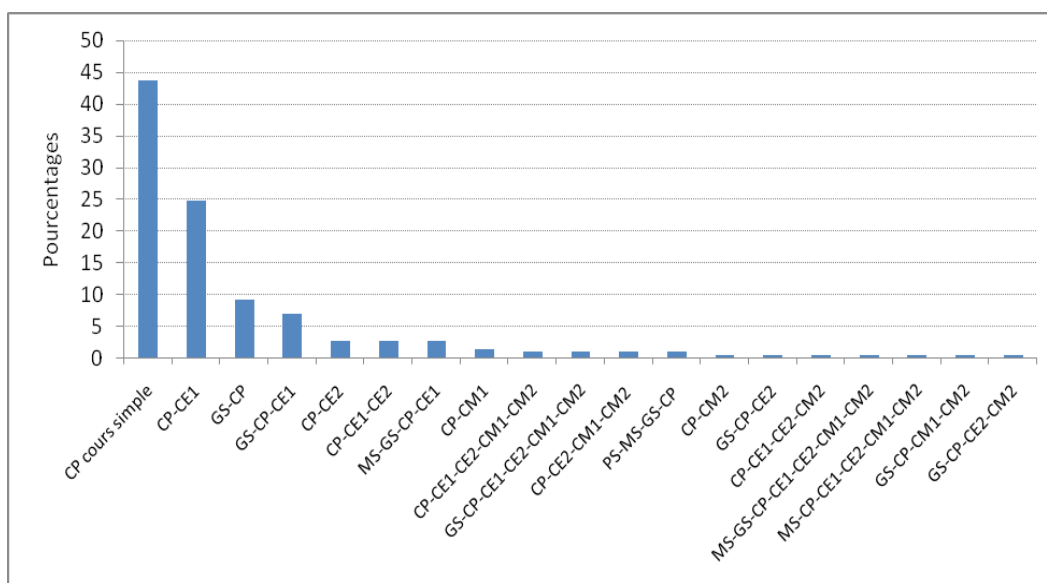
<sup>1</sup> On notera la recherche de Davezies (2005) et celle de Leroy-Audouin, Suchaut (2007b).

Au moins trois constats peuvent se dégager des éléments généraux qui viennent d'être exposés. Le premier est que les études 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 « classes à plusieurs cours » n'est pas pertinent pour la question posée 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 peuvent satisfaire à ces exigences. Les travaux récents (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 concernent un échantillon représentant 68% des classes du département de la Côte d'Or qui comportent une classe de CP, soit un échantillon de 3172 élèves scolarisés dans 231 classes qui 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.

Une première observation est la diversité des configurations de classes présentes dans cet échantillon (tableau 1 et graphique 1) 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 (environ une classe sur dix) et de la configuration GS-CP-CE1 (7% des classes). Ce sont donc les sections les plus proches dans le cursus primaire qui sont les plus fréquemment associées à la section de CP. Il existe aussi d'autres configurations présentes 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 (tableau 2) ; on observe alors sans surprise que les cours à deux niveaux représentent la plus grande partie des classes à cours multiple (les deux-tiers).

Tableau 1 : Différentes configurations des classes de CP de l'échantillon

Configurations de classes	Nombre de classes	Pourcentages
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



Graphique 1 : Différentes configurations des classes de CP de l'échantillon

Tableau 2 : Configurations simplifiées des classes de CP de l'échantillon

Configurations de classes	Nombre de classes	Pourcentages
CP cours simple	101	43,7
CP cours double	88	38,1
CP cours triple	23	9,9
CP 4 cours et plus	19	8,2

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 : i) l'opposition cours simple / cours multiple, ii) selon le nombre de cours en présence, iii) selon la place des cours dans le cursus. Il serait aussi possible dans l'absolu 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 3 présente le modèle multiniveaux de progressions des élèves pendant l'année de CP en prenant en compte les caractéristiques socio-démographiques et scolaires classiques et des variables contextuelles. Les scores des élèves 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 inter-classes 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% (19,78). Le modèle B intègre les variables individuelles (socio-démographiques 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 (valeur de -1,35) 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 est le phénomène de colinéarité entre le type de cours et l'expérience professionnelle de l'enseignant (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

<sup>2</sup> On notera que les autres variables de contexte disponibles (comme le nombre d'élèves par classe) n'ont pas été conservées dans le modèle du fait de leur non significativité. 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.

<sup>3</sup> Le seuil d'erreur de 5% qui est communément admis en sciences sociales n'est pas atteint dans cette estimation.



dans des cours simples, bien que l'effet négatif reste modeste (le coefficient de la variable avec cette modélisation est de -1,5 points). 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 plusieurs cours, sont plus âgés et ont davantage d'ancienneté dans le métier que ceux qui exercent dans une classe à cours simple (tableau 4). 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 en général les derniers nommés dans l'école.

Tableau 3 : Modèles multiniveaux de progression en CP

Paramètres	Modèle A (vide)	Modèle B
<i>Effets fixes</i>		
Constante	99,56 (0,55) ***	29,41 (2,32) ***
Score initial		0,76 (0,01) ***
Sexe : Fille (référence garçon)		-0,04 (0,39) n.s.
Nationalité (référence française)		-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
Pourcentage de variance interclasse expliquée	19,78%	23,82%
Pourcentage de variance intraclasse expliquée	80,22%	76,18%
- 2 log L	21943,2	13231,3

N=3172. Seuil de significativité des effets fixes : n.s. : non significatif, \* : significatif au seuil de 10% , \*\* : significatif au seuil de 5%, \*\*\* : significatif au seuil de 1%. Les erreurs type des coefficients figurent entre parenthèses.

*Note de lecture : les modèles fournissent : 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.*

Tableau 4 : Caractéristiques des enseignants selon le type de cours

	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
	<i>Age</i>			
CP cours simple	43,2	7,9	23	56
CP plusieurs cours	38,2	9,8	23	58
	<i>Ancienneté générale des services (en années)</i>			
CP cours simple	19,6	10,0	0	36
CP plusieurs cours	14,6	11,4	0	37
	<i>Ancienneté dans l'école avec une classe de CP (en années)</i>			
CP cours simple	5,2	5,3	0	25
CP plusieurs cours	5,7	7,6	0	30

La seconde analyse concerne la comparaison en fonction du nombre de cours en présence dans la classe ; les résultats des estimations figurent dans le tableau 5<sup>4</sup>.

Tableau 5 : Effet du type de cours sur les progressions des élèves en CP (nombre de cours)

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

n.s. : non significatif, \* : significatif au seuil de 10% , \*\* : significatif au seuil de 5%, \*\*\* : significatif au seuil de 1%. Les erreurs type des coefficients figurent entre parenthèses.

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 (coefficient de -1,61) 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 l'effet négatif du cours double car le coefficient devient alors significatif au seuil de 5%. Le tableau 6 affine ces résultats en s'intéressant à 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 plus important (-2,6 points) et 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).

<sup>4</sup> 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 intègrent l'ensemble des variables qui figurent dans le modèle précédent (tableau 3).

Tableau 6 : 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 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.

n.s. : non significatif, \* : significatif au seuil de 10% , \*\* : significatif au seuil de 5%,  
\*\*\* : significatif au seuil de 1%. Les erreurs type des coefficients figurent entre parenthèses.

Il convient à présent de préciser quelles associations de cours sont à l'origine des résultats précédents. Le tableau 7 présente les estimations de nouvelles spécifications de variables qui distinguent les classes GS-CP, CP-CE1 (ces deux configurations de cours doubles sont les plus fréquentes), CP double avec 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 (-2,7, soit 20% d'écart-type de la distribution des scores).

Tableau 7 : Effet du type de cours sur les progressions des élèves en CP  
(avec spécification des sections des cours doubles)

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

n.s. : non significatif, \* : significatif au seuil de 10% , \*\* : significatif au seuil de 5%,  
\*\*\* : significatif au seuil de 1%. Les erreurs type des coefficients figurent entre parenthèses.

Il est difficile d'aller plus loin dans la recherche des effets propres aux différentes configurations de cours présentes dans l'échantillon pour des raisons statistiques, 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 son niveau d'acquisition en début d'année. Pour tester ces effets différenciés, trois variables d'interaction ont été construites distinguant les élèves des classes de CP-CE1 initialement faibles (score inférieur à 85, soit un écart-type au-dessous de la moyenne), moyens (score compris entre la moyenne et plus ou moins un écart-type), forts (score supérieur à 115, soit un écart-type au-dessus de la moyenne). Les coefficients présentés dans le tableau 8 mettent en évidence des effets d'interaction 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 de -3,8, 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 faibles de cette section étant également les plus touchés par la scolarisation dans un cours double CP-CE1.

*Tableau 8 : Effets différenciés du type de cours sur les progressions des élèves en CP*

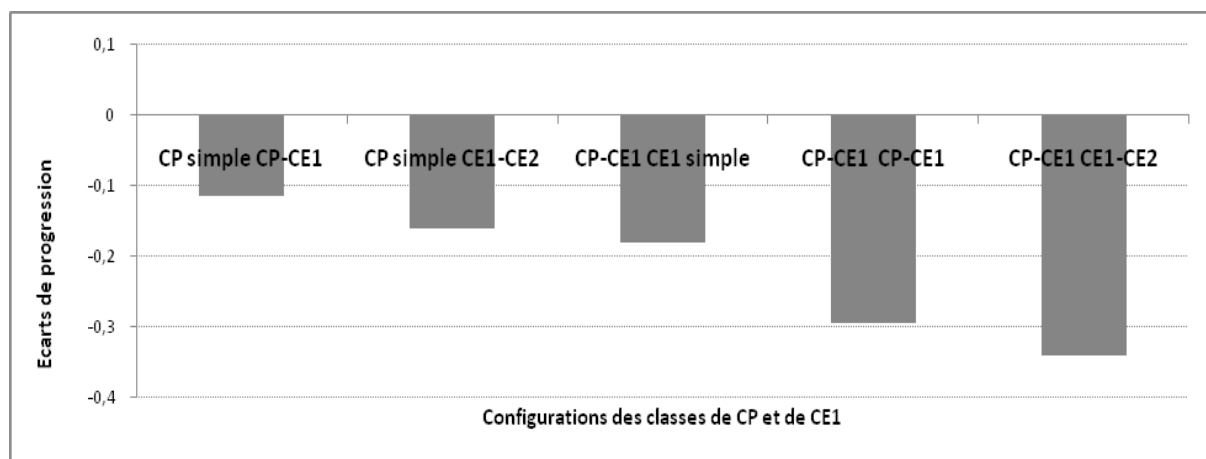
Modalité de référence	Modalités actives	Coefficients
CP cours simple	GS-CP	0,04 (1,27) n.s.
	CP-CE1 score initial faible	-3,79 (1,62) ***
	CP-CE1 score initial moyen	-2,01 (1,00) **
	CP-CE1 score initial élevé	-0,25 (1,36) n.s.
	CP double avec autres sections	-1,16 (2,63) n.s.
	CP avec plus de 2 autres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

n.s. : non significatif, \* : significatif au seuil de 10% , \*\* : significatif au seuil de 5%,  
\*\*\* : significatif au seuil de 1%. Les erreurs type des coefficients figurent entre parenthèses.

Compte tenu de la faible représentation de certaines configurations de classes, 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 également au niveau national. Par ailleurs, des estimations complémentaires ont été réalisées cherchant 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 de cette dimension ; ainsi le fait que les effectifs soient plus élevés dans la section de CP ou dans la section de CE1 ne modifie pas la relation globale détectée entre cours double et progressions des élèves.

A 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 en rural et urbain. Il est donc possible de simuler, sur la base des 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 : i) cours simple en CP et cours

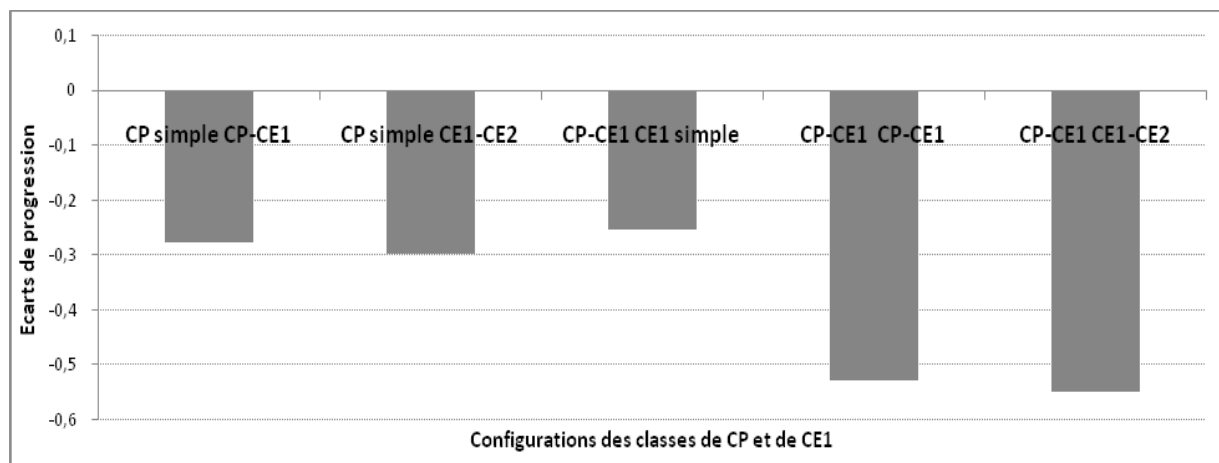
double CP-CE1 en CE1, ii) cours simple en CP et cours double CE1-CE2 en CE1, iii) cours double CP-CE1 en CP et cours simple en CE1, iv) cours double CP-CE1 en CP et cours double CP-CE1 en CE1, v) cours double CP-CE1 en CP et cours double CE1-CE2 en CE1. Le graphique 2 visualise les écarts cumulés de progressions moyennes (sur deux années) entre élèves selon les différentes configurations de classes, la référence (valeur de 0 sur l'axe des ordonnées) correspond 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 progressions très inférieures à celles d'un élève ayant été scolarisés 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.



*Graphique 2 : Effets des différentes configurations de classes de CP et de CE1 sur les progressions des élèves au CP et au CE1 (échantillons d'élèves complète)*

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 progressions est plus importante, ce qui signifie clairement que les élèves les plus fragiles sur le plan des acquisitions sont plus sensibles à la structure des classes. Là encore, les élèves 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).

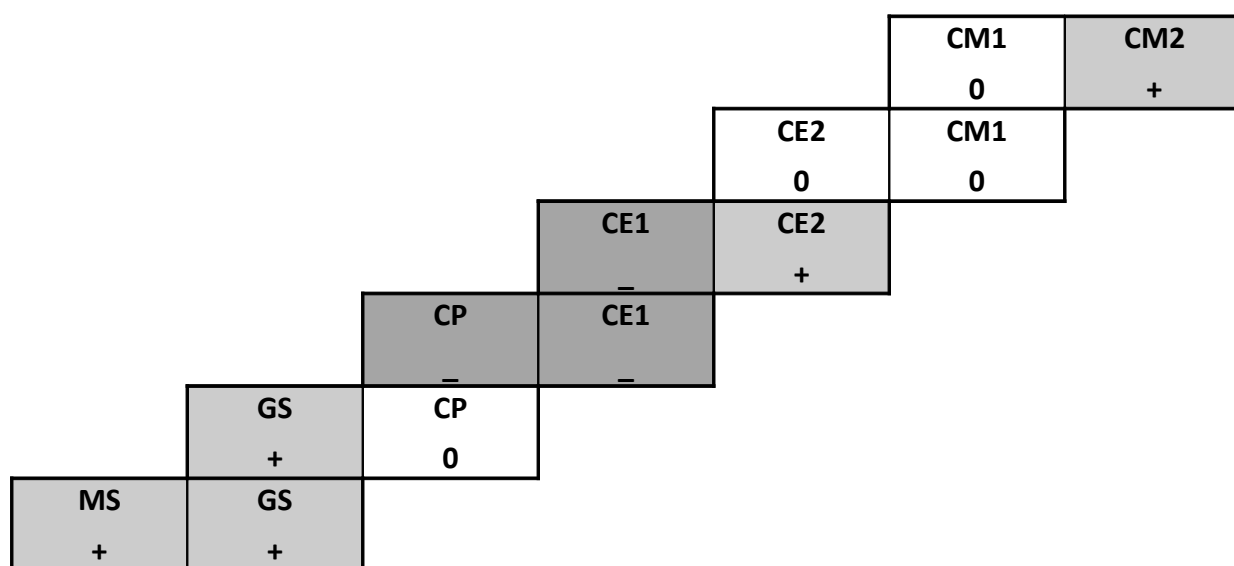


*Graphique 3 : Effets des différentes configurations de classes de CP et de CE1 sur les progressions des élèves au CP et au CE1 (élèves faibles)*

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 peuvent de placer deux années consécutives un élève dans un cours double. 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, 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 double CP-CE1 ne sont pas considérés comme un contexte facile à gérer sur le plan pédagogique, 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. Nous nous limiterons donc à exposer les tendances qui se dégagent de travaux portant sur les classes à cours double (avec deux niveaux consécutifs) qui ne sont pas implantées systématiquement dans les zones rurales, qui adoptent une perspective longitudinale pour la mesure des acquis, et, pour certains qui

utilisent des estimations multiniveaux. Le schéma suivant 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 sens des impacts pour chacun des cours les composant : + : positif, - : négatif, 0 : neutre.



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

Une lecture du 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 III, 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 II de l'école élémentaire qui sont les moins propices à être désignés pour la constitution d'une classe à cours double.

A la suite de ces résultats synthétiques il est important à présent 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 au niveau global. Cette organisation du temps 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 l'utilisation 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 (Mortimer et al. 1988). De manière complémentaire, la place que l'enseignant laissera au travail autonome de l'élève aura également une influence en termes d'efficacité. 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 au niveau de l'utilisation du temps complète celle proposée par Stallings (1980) entre temps interactif (moments où les élèves travaillent en interaction avec le maître) et temps non interactif (moments où les élèves travaillent seuls). Il est évident que le nombre de cours en présence va fortement conditionner les pratiques au niveau de la répartition des contenus d'enseignement dans la journée ou dans la semaine. 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 dans ce domaine 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. La mixité des âges peut être la 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 élèves, peuvent alors devenir un contexte d'apprentissage pertinent, ce qui pourrait aussi expliquer les résultats positifs sur l'école rurale portant sur les classes uniques.

En conclusion, ces nouvelles analyses réalisées sur le CP qui confirment des résultats récents (Leroy-Audouin, Suchaut, 2007b), appellent à la vigilance des 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 d'autant plus qu'il concerne des élèves fragiles sur le plan des apprentissages (ceux qui abordent l'année scolaire avec un faible niveau d'acquisition) et peu autonomes. 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, voir éliminer les risques potentiels de la scolarisation en cours double CP-CE1 :

- i) éviter dans la mesure du possible de faire suivre deux années consécutives à cours double CP-CE1 aux élèves
- ii) être attentif à la sélection des élèves destinés au cours double, ce qui signifie d'éviter de choisir des élèves faibles et peu autonomes
- iii) planifier et organiser les activités pédagogiques avec rigueur pour chacune des deux sections en présence.
- iv) 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 permet néanmoins d'apporter des éléments utiles à la réflexion des acteurs, sachant que comme sur bien d'autres sujets, des travaux supplémentaires sont attendus pour progresser sur cette question.

## Bibliographie

- Anderson R.H. , Pavan B. (1993), *Nongradeness: Helping it Happen*. Lancaster: Technomic.
- Ansah V. (1989), *Multi-grouping and academic achievement*. ERIC Document ED 315 163.
- Bouysse V. (2002), *Les classes multigrades*. Séminaire interactif des responsables de planification, IPE/UNESCO.
- Bressoux P. (1993). Les performances des écoles et des classes : le cas des acquisitions en lecture. *Les dossiers d'Education et Formations*. MEN, DEP, 30.
- Bressoux P. (1994), Les recherches sur les effets-écoles et les effets-maîtres. *Revue Française de Pédagogie*, n°108, 91-137.
- 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*, XXXVIII, 67-96.
- Bressoux P., Pansu P. (2003), *Quand les enseignants jugent leurs élèves*. PUF - Education et formation, 190 p.
- Briquet-Duhazé S. (2005), Ecoute furtive en lecture des élèves du préscolaire dans les classes à plusieurs niveaux. *Education et Francophonie*, XXXIII (2), 259-275.
- Davezies L. (2005), Influence des caractéristiques du groupe des pairs sur la scolarité élémentaire. *Education et formations*, n°72, pp. 171-199.
- Ferrier J., Vandervoorde P. (1993). *Réseau scolaire en milieu rural*. Rapport de l'Inspection Générale de l'Education Nationale. MEN, mai 1993.
- Gayfer, M. (1991). *Les classes multiprogrammes, le mythe et la réalité : Etude canadienne*. Toronto : Association canadienne d'éducation. ED 333 532. R.
- Gutierrez R., Slavin R. (1992). *Achievement effects of the nongraded elementary school: A retrospective review*. Report n°33. Baltimore, MD : Johns Hopkins University.
- Hill, P.W., Rowe, K.J., Holmes-Smith, P., Russel, V.J. (1996). *The Victorian Schools Project : A study of school and teacher effectiveness*. Report to the Australian Research Council. Vol 1. Center for Applied Educational Research, Faculty of Education, the University of Melbourne, Melbourne.
- 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'Evaluation et de la Prospective, MEN, 14p.
- Kral, R. (1995), *Strategies that work: techniques for solution in schools*. Milwaukee, Wi: Brief Family Therapy Center.

- Kulik, J.A., Kulik, C.-L.-C. (1992), *Meta-analytic findings on grouping programs*. *Gifted Child Quarterly*, 36(2), 73-77.
- Lebosse, J.C. (1998). *Pour une nouvelle dynamique du système éducatif en zone rurale isolée*. MEN. Paris ; Ministère de l'Education Nationale, de la recherche et de la technologie. 1998. 79p. Rapport de mission. IGEN ;
- 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 en sciences de l'éducation, Dijon : Université de Bourgogne.
- Leroy-Audouin, C. et Suchaut, B. (1994). *Mode de groupement et apprentissages des élèves à l'école maternelle*. Communication à la deuxième biennale de l'Education et de la Formation, 9-12 avril. Paris, la Sorbonne.
- 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, Ministère de l'Economie. Paris. 51p
- Leroy-Audouin C., Suchaut, B. (2005). A chaque classe ses élèves : procédures et critères d'affectation à l'école élémentaire. *Revue Française de Pédagogie*, n°152, pp. 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, pp 71-84.
- Leroy-Audouin C., Suchaut, B. (2007b). Revisiter l'efficacité pédagogique des classes à plusieurs cours. *Revue Française de Pédagogie*, n°160, pp. 103-118.
- Lou, Y., Abrami, P.C., Spence, J.C., Poulsen, C., Chambers, B., d'Apollonia, S. (1996). Within-class grouping : A meta-analysis. *Review of Educational Research*, 66(4), 423-458.
- Mason, D.A., 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*, 66(3), 307-322.
- Miller, B. A.(1991). *Teaching and Learning in the Multiage Classroom : Student Performance and Instructional Routines*. ERIC Clearinghouse on Rural Education and Small Schools, Charleston, WV (ED0-RC-91-6). ED 335 178.
- Mingat A., Ogier C. (1994) Eléments pour une réflexion nouvelle sur l'école primaire en milieu rural. *Savoir*, n°1, pp 111-125.
- Mingat A., Suchaut B. (2000), *Les systèmes éducatifs africains. Une analyse économique comparative*. Bruxelles, De Boeck Université, 308 p.
- Mortimer P et al. (1988), *Schools Matters : the Junior Years*. Open Books, Somerset, England.
- Nye B. (1993), *Some questions and answers about multiage grouping*. *ERS Spectrum*, 11 (3), 38-45. EJ 466 852.

- Oeuvrard F. (1990). Les petits établissements scolaires. *Education et Formations*, n°43, pp.113-116.
- Oeuvrard, F. (1993). *Les performances des petites écoles, le cas des classes uniques*. DEP.
- Oeuvrard F. (1995). « Le système éducatif en milieu rural ». *Education et Formations*, 43, 5-155.
- Pavan B.N. (1992). The benefits of nongraded schools. *Educational leadership*, 50(2), 22-25.
- Pratt, D. (1986). On the Merits of Multiage Classroom. *Journal of Research in Rural Education*, 3(3), 111-115.
- Raudenbush S. W., Bryk A. S. (1986). A Hierarchical Model for Studying School Effects. *Sociology of education*, Vol. 59, n° 1, janvier 1986.
- Rule G. (1983). *Effects of multigrade grouping on elementary student achievement in reading and mathematics*. (Doctoral dissertation, Northern Arizona University). Dissertation Information Service. N°8315672.
- Russel V.J., Rowe K.J., Hill P.W. (1998). *Effects of multigrade classes on student progress in literacy and numeracy: Quantitative evidence and perceptions of teachers and schools leaders*. Paper presented at the 1998 Annual Conference of the Australian Association for Research in Education Adelaide (AARE).
- Stallings J. (1980). Allocated Academic Learning Time Revisited. Or beyond Time on Task, *Educational Researcher*, Vol. 9, n°11, pp. 11-16;
- Slavin R.E. (1987). Ability grouping and student achievement in elementary schools : A best-evidence synthesis”. *Review of Educational Research*, 57(3), 293-336.
- Suchaut B. (1996). *Le temps scolaire : Allocation et effets sur les acquisitions des élèves en grande section et au CP*. Thèse en Sciences de l'Éducation. Université de Bourgogne, 294p.
- Troncin T. (2005). *Le redoublement: radiographie d'une décision à la recherche de sa légitimité*. Thèse en 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*, 65 (4), 319-381.
- Vogler, J., Bouisson, B. (1987). Evaluation pédagogique dans les écoles rurales. Ecoles rurales et écoles urbaines. *Education et Formations*, n°10, pp.3-9.
- Warnas C. (2008) , *Comparaison des performances scolaires des élèves des classes simples et multiples*. Mémoire de master, Université de Bourgogne.
- Wilkinson I.A.G. (1998). Dealing with diversity: Achievements gaps in reading literacy among New-Zealand students. *Reading Research Quarterly*, 33(2), 144-167.

Wilkinson I.A.G., Hamilton R.J. (2003). Learning to read in composite (multigrade) classes in New Zealand : teachers make the difference. *Teaching and Teacher Education*, 19(2), 221-235.