

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES

## THÈSE

Pour obtenir le grade de

Docteur de l'École des Hautes Etudes en Sciences Sociales en Sciences Economiques

Présentée et soutenue publiquement le 8 juin 2011 par

Mathieu VALDENNAIRE

## ESSAIS EN ÉCONOMIE DE L'ÉDUCATION

Directeur de thèse : M. Thomas PIKETTY

Composition du jury :

M. Cédric AFSA	Administrateur de l'INSEE
M. Robert GARY-BOBO	Professeur à l'Université Paris I Panthéon-Sorbonne
M. Marc GURGAND	Directeur de Recherches au CNRS
M. Yannick L'HORTY	Professeur à l'Université Paris-Est Marne la Vallée
M. Eric MAURIN	Directeur d'Etudes à l'EHESS
M. Thomas PIKETTY	Directeur d'Etudes à l'EHESS



# Remerciements

Je tiens à remercier tout particulièrement mon directeur de thèse, Thomas Piketty, pour m'avoir montré l'intérêt mais aussi l'exigence de la recherche en économie. Merci pour sa patience et la pertinence de ses remarques tout au long de la réalisation de cette thèse. Je lui suis particulièrement reconnaissant d'avoir su transmettre son enthousiasme pour une approche de l'économie fondée sur l'analyse des faits bruts et leur interprétation.

Je souhaite remercier Robert Gary-Bobo et Yannick L'Horty d'avoir accepté d'être rapporteurs de cette thèse, Eric Maurin, Marc Gurgand et Cédric Afsa d'avoir accepté de faire partie du jury.

Je tiens également à exprimer ma reconnaissance à Steve Machin, Sandra McNally et Hessel Oosterbeek, qui m'ont permis de réaliser une partie de mes travaux au Centre for Economic Performance de la London School of Economics d'une part et au sein du centre de recherche SCHOLAR de l'Université d'Amsterdam d'autre part. J'y ai bénéficié d'un cadre de recherche particulièrement favorable, et je souhaite remercier ici Grégory Jolivet, Edwin Leuven, Erik Plug, Monique de Haan, Olivier Marie, Régis Barnichon, Fabian Waldinger, Fabrice Murtin pour l'intérêt des échanges que nous avons pu avoir.

Cette thèse n'aurait pu être menée à bien sans la collaboration de la Direction des Etudes, de la Performance et de la Prospective (DEPP) au Ministère de l'Education Nationale, qui a accepté de mettre à ma disposition les données sur lesquelles sont basés ces travaux. Je remercie tout particulièrement Fabienne Rosenwald, Cédric Afsa, Caroline Simonis-Sueur, Jean-Paul Caille, Florence Defresne, Marie-Laurence Jaspard-Delacourt, Sylvie Kleinholt, Alain Niabia, Sophie O'Prey et Franck Petrucci, ainsi que Laurence Dauphin et Jean-Claude Emin pour l'aide apportée dans l'exploitation des fichiers de données utilisées dans cette recherche et les discussions autour de leurs résultats.

Le campus Jourdan aura constitué un cadre de recherche idéal, et je souhaite saluer mes camarades doctorants qui ont su créer un environnement intellectuellement stimulant en même temps qu'agréable : Pierre André, Maria Bas, Thomas Breda, Juan Carluccio, Nicolas

Coeurdacier, Elvire Guillaud, François Keslair, François Le Grand, Carolina Lennon, Florian Mayneris, Amine Ouazad, Delphine Roy, Abla Safir, Benoît Schmutz, Nicolas Schutz, Thomas Tregouët, Cécile Valadier, Thomas Vendryes, Pierre Fleckinger, Eric Monnet, Sébastien Villemot. Des remerciements spéciaux vont à Gwenn Parent, pour son aide dans les derniers moments de cette thèse en particulier. Un petit mot à part également pour les membres du blog Ecopublix, belle aventure à laquelle j'ai eu le plaisir de modestement contribuer : Laurent Bach, Antoine Bozio, Clément Carbonnier, Guilhem Cassan, Fabien Dell, Gabrielle Fack, Emmanuel Frot, Julien Grenet et Camille Landais m'ont permis de garder en tête la préoccupation de rendre les résultats de recherche accessibles et ancrés dans le débat public.

Je tiens par ailleurs à saluer Marie-Automne Thépot, Malika Kacimi, Séverine Origny-Fleishman, Jeannette Fomoa, Ouarda Nutte, Alice Bougnères, Hélène L'Huillier, Sébastien Grobon, ainsi que toute l'équipe de la Mission d'Animation du Fonds d'Expérimentation pour la Jeunesse, dans le cadre duquel se sont inscrits les dix-huit derniers mois de cette thèse. Je souhaite également remercier ici l'ensemble des membres du Conseil Scientifique du Fonds d'Expérimentation pour la Jeunesse, et tout particulièrement son président Marc Gurgand, ainsi qu'Augustin Vicard, pour la richesse des échanges autour des protocoles des évaluations conçues dans le cadre du FEJ. Ces mois passés à travailler à l'évaluation des expérimentations au sein de l'équipe d'animation du FEJ m'ont permis de toucher du doigt la nécessité et la difficulté pour la décision publique de disposer de résultats d'évaluation clairs et exploitables. Dans un contexte où une évaluation scientifiquement fondée n'est pas toujours le premier souci des décideurs publics, l'énergie, la force de conviction des principaux acteurs du FEJ pour imposer une démarche rigoureuse m'ont positivement surpris, en même temps que conforté dans l'intérêt de produire des résultats utiles pour les politiques publiques dans le cadre de cette thèse.

J'aimerais encore remercier chaleureusement mes parents et mon frère pour la confiance qu'ils m'ont témoignée tout au long de cette thèse, pour le goût d'apprendre qu'ils ont su me transmettre, et pour tout le reste.

Merci, enfin, à celle qui aura eu à subir les désagréments de la vie avec un individu qui passe ses nuits sur des tableaux statistiques, et dont la patience, souvent, l'impatience aussi, parfois, auront contribué à me donner l'énergie nécessaire pour y mettre un point final. Maëlis, merci infiniment.





# Table des matières

Remerciements .....	iii
Introduction générale.....	1
<b>Partie I. Taille des classes et réussite scolaire .....</b>	<b>23</b>
<b>Chapitre 1. Comment estimer l'impact de la taille des classes ? .....</b>	<b>31</b>
1.1. Introduction .....	31
1.2. Revue de littérature .....	32
1.3. Données .....	49
1.4. L'évolution de la taille des classes dans les établissements scolaires français .....	58
1.4.1. L'évolution de la taille moyenne des classes : 1970 - 2004 .....	58
1.4.2. Ciblage des moyens et taille des classes .....	63
1.5. Taille des classes et inégalités scolaires : statistiques descriptives .....	69
1.5.1. Taille des classes et caractéristiques des élèves des écoles primaires .....	71
1.5.2. Taille des classes et caractéristiques des élèves des collèges .....	77
1.5.3. Taille des classes et caractéristiques des élèves des lycées .....	80
1.6. Stratégie d'identification : l'utilisation des seuils d'ouverture de classes dans le contexte scolaire français .....	84
1.7. Conclusion .....	87
<b>Chapitre 2. Des enfants plus grands ont-ils moins besoin de petites classes ? .....</b>	<b>91</b>
2.1. Introduction .....	91
2.2. Stratégie d'identification et spécifications .....	92
2.3. L'impact de la taille des classes au primaire .....	95
2.3.1. Estimations OLS pour les élèves des écoles primaires .....	97
2.3.2. Exploitation des discontinuités liées aux seuils d'ouverture de classe pour les élèves de CE1 .....	102
2.3.3. Restriction aux écoles à une seule classe et identification de l'impact de la taille des classes .....	110
2.4. L'impact de la taille des classes au collège .....	115
2.4.1. Estimations OLS pour les élèves de quatrième et de troisième .....	115
2.4.2. Exploitation des discontinuités liées aux seuils d'ouverture de classe en quatrième et troisième générale .....	120
2.5. L'impact de la taille des classes au lycée .....	136
2.5.1. Estimations OLS pour les élèves de première et de terminale générale .....	136

2.5.2. Exploitation des discontinuités liées aux seuils d'ouverture de classe en première et en terminale générale .....	139
2.6. Comparaison des effets estimés pour les différents niveaux .....	148
2.7. Le ciblage des moyens peut-il permettre de réduire les inégalités scolaires ? .....	151
2.7.1. Simulations de réformes pour les écoles primaires .....	151
2.7.2. Simulations de réformes pour les écoles élémentaires .....	155
2.7.3. L'évolution des différentiels de taille de classes et de réussite scolaire entre écoles en ZEP et hors ZEP : estimations sur les échantillons annuels d'évaluation en CE2 .....	161
2.8. Quels mécanismes explicatifs ? .....	165
2.9. Conclusion .....	170

## **Partie II. Choix scolaire et impact de la scolarisation dans les écoles privées** ..... 173

### **Chapitre 3. Déterminants du choix scolaire et mobilité entre écoles .....177**

3.1. Introduction .....	177
3.2. L'organisation du dualisme scolaire français .....	179
3.2.1. L'organisation des relations entre l'Etat et les établissements privés : contractualisation et association au service public d'enseignement .....	179
3.2.2. Variables de différenciation et explications potentielles d'un impact des écoles privées sur la performance scolaire .....	181
3.3. Données .....	184
3.4. Quels déterminants à la fréquentation du secteur privé ? .....	186
3.4.1. L'explication du choix des familles : les déterminants de la fréquentation du privé dans la littérature sociologique .....	187
3.4.2. Fréquentation du secteur privé et caractéristiques individuelles des élèves : la composition des écoles privées dans le panel primaire 1997 .....	191
3.4.3. Analyse des changements de secteur .....	195
3.5. Caractéristiques des écoles privées et implantation géographique du secteur privé .....	201
3.5.1. Taille des classes et taille des écoles privées .....	201
3.5.2. Taille des communes et part du secteur privé .....	203
3.5.3. L'implantation géographique du secteur privé .....	205
3.5.4. Implantation locale du secteur privé et profil des élèves .....	208
3.6. Les différences d'aptitudes scolaires à l'entrée en CP entre élèves des écoles privées et des écoles public : analyse sur les données du panel primaire 1997 .....	210
3.7. Conclusion .....	214

### **Chapitre 4. L'impact de la scolarisation dans le secteur privé dans les écoles élémentaires .....219**

4.1. Introduction .....	219
4.2. Revue de littérature .....	221
4.3. Données .....	224
4.4. La fréquentation du secteur privé assure-t-elle de meilleurs acquis scolaires ? .....	225
4.4.1. L'impact de la scolarisation dans les écoles privées - estimations OLS pour l'ensemble du primaire .....	226

4.4.2.	L'impact différentiel CP-CE1 / CE2-CM2 .....	230
4.4.3	Biais de sélection et extensions du modèle : variables comportementales des enfants, représentations et implication des parents .....	234
4.4.4.	Test de falsification : impact de la scolarisation dans les écoles privées au primaire sur les résultats au CP .....	237
4.4.5.	Les écoles privées, lieu d'une scolarisation plus démocratique? Résultats par catégories .....	240
4.4.6.	Secteur de scolarisation et probabilité de redoublement .....	242
4.5.	Disparités territoriales d'implantation et efficacité du secteur privé .....	245
4.6.	Conclusion .....	247
	<b>Conclusion générale .....</b>	<b>251</b>
	<b>Annexe A - Annexe statistique au Chapitre 1 .....</b>	<b>265</b>
	<b>Annexe B - Estimations annexes au Chapitre 2 .....</b>	<b>299</b>
	<b>Annexe C - Annexe statistique au Chapitre 3 .....</b>	<b>307</b>
	<b>Bibliographie .....</b>	<b>311</b>
	<b>Liste des tableaux .....</b>	<b>329</b>
	<b>Liste des graphiques .....</b>	<b>335</b>



# Introduction générale

Entre 1900 et 2009, la part de la richesse nationale consacrée chaque année à l'éducation en France est passée de 1% à 6%. En un peu plus d'un siècle, la dépense publique annuelle consacrée à l'éducation a ainsi été multiplié par 90 (en euros constants). Sur la même période, le produit intérieur brut se trouvait multiplié par 15. Les sommes consacrées à l'éducation ont donc crû à un rythme exceptionnellement élevé au cours du 20ème siècle, la progression étant six fois plus rapide que celle de la richesse produite annuellement. L'analyse des séries statistiques révèle que l'essentiel de cet effort d'investissement a été réalisé du début des années 1950 au début des années 1970, où il s'interrompt brutalement. Ce spectaculaire investissement dans l'éducation va de pair avec les réformes radicales du système scolaire qui jalonnent la période.

Dès l'après-guerre, la France s'engage en effet dans un vaste mouvement de réformes qui modifient la structure même de son système scolaire : unification progressive du secondaire (réforme Berthoin en 1959, réforme Capelle-Fouchet en 1963), qui aboutira à la création du collège unique en 1975 (réforme Haby), allongement de la scolarité obligatoire de 14 à 16 ans (réforme Berthoin en 1959), réforme du statut des écoles privées (loi Debré en 1959). Cette massification du secondaire, puis du supérieur, s'est accompagnée d'une vaste réallocation de la dépense d'éducation. La part du secondaire et, dans une moindre mesure, du supérieur dans les dépenses d'éducation connaît une augmentation importante après la guerre, reflétant les effectifs en jeu. Mais c'est également à une convergence de la dépense par élève aux trois niveaux d'enseignement que l'on assiste, impliquant une forte réallocation de ressources vers le primaire. Alors que la dépense moyenne par élève du primaire augmentait trois fois plus vite que le PIB par tête, ceux du secondaire et du supérieur s'accroissaient respectivement trois et cinq fois moins vite (Zuber, 2003). Au-delà de l'effet égalisateur sur la répartition de la dépense publique (les niveaux fréquentés par l'ensemble des élèves représentant une part nettement plus élevée de la dépense), on peut s'interroger sur l'efficacité de cette réallocation de

ressources : est-il pertinent pour la réussite des élèves d'investir davantage au début de leur scolarité ?

Si les réformes fondamentales mises en œuvre au cours de cette période modifient la répartition des ressources dans le système scolaire, elles affectent également les modalités du choix scolaire effectué par les parents. La loi Debré de 1959 aboutit en effet à une situation institutionnelle originale pour les établissements du secteur privé : financés pour l'essentiel par la dépense publique et étroitement associés au service public d'enseignement, ils ne sont toutefois pas soumis à la sectorisation scolaire, et restent ainsi l'objet du libre choix des familles. Ces choix de politique publique soulèvent pour l'essentiel deux questions. Ils amènent d'une part à se demander si la scolarisation dans les écoles privées est bénéfique aux élèves du point de vue des apprentissages. Si cette question concerne les élèves fréquentant le secteur privé, les conséquences de l'existence d'un secteur privé quantitativement important et financé en grande partie par la dépense publique ne concernent pas ces seuls élèves. Il est donc nécessaire de réfléchir, d'autre part, à l'impact de l'existence des écoles privées sur les écoles publiques elles-mêmes.

Une cinquantaine d'années après l'initiation de ces réformes qui ont transformé en profondeur le système éducatif français, les travaux présentés dans le cadre de cette thèse constituent une façon de questionner plusieurs des choix de politique éducative effectués au cours de cette période. Cette thèse permet ainsi tout d'abord de répondre à plusieurs questions relatives à l'impact des ressources sur la performance scolaire, et en particulier d'estimer l'impact de politiques de réduction des tailles de classes aux différents niveaux du système scolaire. Ces politiques sont-elles uniformément efficaces (ou inefficaces) pour les différents niveaux d'enseignement, ou est-il justifié de concentrer les moyens sur tel ou tel niveau ? Dans quelle mesure les politiques de ciblage des moyens permettent-elles, par ailleurs, de réduire les inégalités scolaires ? Cette thèse aborde ensuite la question de l'impact de la scolarisation dans le secteur privé sur les apprentissages des élèves des écoles élémentaires.

## **Contexte historique**

La massification de la scolarisation aux niveaux secondaire et supérieur a débuté dans la seconde moitié du siècle, à la fin de l'entre deux guerres, lorsqu'est supprimé le cloisonnement entre les « ordres » primaire et secondaire. Ces deux niveaux possédaient alors chacun une organisation propre de la scolarité des élèves, se matérialisant en

particulier par la coexistence, tout au long de la scolarité des élèves, de deux types d'établissements<sup>1</sup>. Le mouvement pour une école unique, ainsi né dans les années 1930, se voit consacré après guerre avec la naissance d'une structure intermédiaire entre les écoles primaires et les lycées : c'est la création du collège unique, dont la loi Haby constitue l'épilogue en 1975. Un des résultats concrets de ce mouvement sera la spectaculaire augmentation de la part des élèves accédant au baccalauréat (de 20% environ en 1970, elle passera à 30% au milieu des années 1980, et à 60% environ aujourd'hui). Comme le constatent Goux et Maurin (1997), en scolarisant dans les mêmes établissements et dans les mêmes classes des élèves d'origines sociales différentes, l'unification du secondaire a toutefois rendu plus prégnante la question des inégalités sociales de réussite scolaire. La fin des années 1960 ouvre ainsi une période de débat intense sur l'origine des inégalités à l'école, Bourdieu et Passeron (1971) considérant que l'institution scolaire tend à produire et à légitimer les inégalités sociales, tandis que Boudon (1973) défend l'idée d'une école qui ne ferait que refléter les inégalités entre familles.

La question centrale liée à cette ouverture du secondaire, puis du supérieur, a consisté à se demander si son impact a simplement consisté en une élévation générale des niveaux d'éducation, permettant à toutes les catégories sociales d'accéder à des niveaux de qualification supérieurs (les inégalités sociales ayant simplement été déplacées à un niveau supérieur), ou si elle a également engendré une réduction des écarts de réussite scolaire entre catégories sociales.

Goux et Maurin (1995, 1997) montrent que les effets de cette expansion scolaire se produisent de manière homogène sur les différents milieux sociaux : tous ont bénéficié de manière quasiment équivalente de l'ouverture de l'enseignement secondaire<sup>2</sup>. Thélot et Vallet (2000) estiment que l'allongement général des scolarités explique les trois quarts de la réduction des inégalités sociales devant l'école entre les générations nées en 1908 et 1972.

---

<sup>1</sup> L'« ordre » du primaire dépassait largement l'obligation scolaire, les cours complémentaires et les écoles primaires supérieures permettant un prolongement de la scolarité jusqu'à 16 ans. L'enseignement secondaire proposait quant à lui un enseignement classique, destiné à une frange très réduite de la population. Les passages du primaire au secondaire s'avèrent à l'époque très limités : le secondaire ne constituait pas un prolongement du primaire, mais bien un ordre à part, s'adressant aux catégories les plus favorisées de la population et constituant la voie unique vers l'enseignement supérieur. De la même manière que les écoles primaires possédaient des cours permettant de poursuivre la scolarité jusqu'à 16 ans, le secondaire proposait alors ses propres classes élémentaires.

<sup>2</sup> Les auteurs ne constatent de déviations notables par rapport à un modèle de démocratisation uniforme que pour deux catégories : les enfants d'agriculteurs d'une part, qui semblent selon les auteurs avoir davantage bénéficié que la moyenne de l'ouverture de l'enseignement secondaire (que ce soit en terme de niveau de formation atteint ou de sorties sans diplôme du système scolaire), et les enfants d'ouvriers et d'employés, qui ont connu une évolution inverse.

Les auteurs estiment par ailleurs que l'affaiblissement du lien entre origine sociale et diplôme est responsable d'un septième environ de l'écart, cette réduction du lien entre milieu d'origine et diplôme s'exerçant particulièrement dans les années 1950 et 1960. Il semble donc que pour une large part, la réduction des inégalités sociales de réussite scolaire soit l'œuvre de l'allongement de la scolarité moyenne que connaît chaque élève. Maurin et Gurgand (2007)<sup>3</sup> montrent enfin que les bénéfices de cette expansion scolaire ne s'arrêtent pas aux résultats éducatifs : le surcroît d'éducation dont ont bénéficié les générations touchées par ces réformes s'est bien traduit en gain salarial une fois ces générations parvenues sur le marché du travail.

Ces réformes peuvent être relues sous l'angle de leur impact sur la répartition de la dépense scolaire. L'histoire récente est celle d'une convergence du niveau de ressources par élève alloué aux différents niveaux du système éducatif. Elle nous amène ainsi à un niveau de dépense relativement élevé et uniforme pour une scolarité primaire et secondaire effectuée par presque tous les élèves. Les inégalités de répartition de la dépense se sont ainsi déplacées à l'enseignement supérieur. Il ressort par exemple des travaux de Zuber (2004) que la dépense pour les parcours dans le supérieur présente une structure proche de celle l'ensemble de la dépense au 19<sup>ème</sup> siècle. Il existe cependant des arguments théoriques pour justifier un tel profil de dépense, privilégiant un investissement fort et uniforme en capital humain pour les niveaux primaire et secondaire, et une différenciation beaucoup plus grande dans le supérieur. Cette moindre concentration de la dépense d'éducation tient selon l'auteur à deux séries de phénomènes. D'une part, une remarquable convergence des coûts des différents niveaux d'enseignement, découlant du resserrement de l'échelle des salaires des enseignants entre niveaux d'enseignement, et de l'évolution des taux d'encadrement. D'autre part, les réformes institutionnelles, et en particulier l'ouverture de l'enseignement secondaire et son unification avec le collège unique ont permis une répartition plus égalitaire des dépenses sur l'ensemble de la scolarité des élèves. La prolongation de l'obligation scolaire a ainsi eu un effet égalisateur sur les dépenses reçues par les élèves sur l'ensemble de leur scolarité.

Zuber (2003) a par ailleurs étudié la concentration de la dépense publique d'éducation pour une génération. Son analyse montre que les 1% les mieux lotis de la génération 1886

---

<sup>3</sup> Les auteurs interprètent la démocratisation scolaire survenue entre le milieu des années 1960 et le milieu des années 1970 (augmentation de 18 points de la part dans chaque génération des personnes titulaires d'un baccalauréat ou d'un diplôme universitaire technique court) comme une expérience naturelle dans laquelle la situation des 10% les plus favorisés reste inchangée, tandis que les autres 90% se voient offrir un surcroît significatif de formation initiale.

ont touché 21% de la dépense publique d'éducation pour cette génération, alors que ces mêmes 1% n'ont touché que 3% de la dépense pour la génération 1976. La concentration de la dépense d'éducation a donc considérablement diminué en un peu plus d'un siècle. L'analyse de ces évolutions pointe le rôle prépondérant de l'unification et de la prolongation de la scolarité obligatoire.

L'instruction obligatoire, puis la généralisation de l'enseignement secondaire, et enfin l'ouverture de l'enseignement supérieur ont constitué trois étapes de la progression des niveaux d'instruction, dont les impacts en terme de démocratisation de la réussite scolaire sont évoqués ci-dessus. La naissance de la politique d'éducation prioritaire, au début des années 1980, marque une rupture importante, en envisageant de dépasser cette approche d'une démocratisation uniforme, pour peser sur la répartition des ressources dans le système scolaire dans un but de réduction des inégalités sociales de réussite éducative. L'un des objectifs de cette thèse sera de revenir sur la capacité d'une politique fondée sur les ressources à atteindre un tel objectif.

### **Ressources des écoles et performance scolaire**

Le constat peut donc être dressé d'une hausse générale des ressources investies dans le système éducatif au cours du 20ème siècle, plus particulièrement marquée à partir de l'après-guerre. Cette augmentation ne s'est pas effectuée de manière uniforme : le choix d'affecter prioritairement les ressources supplémentaires aux premiers niveaux du système scolaire entraîne une augmentation très sensible des ressources pour les écoles primaires, puis pour les collèges, et très marginale dans les lycées d'enseignement général. Ce choix se manifeste de manière perceptible à travers l'évolution des taux d'encadrement aux trois niveaux considérés. De 1966 à 1996 en France, la taille des classes a diminué de 47% en maternelle, de 20% dans les écoles primaires, de 11% dans les collèges, et de 3% dans les lycées d'enseignement général et technologique (Ministère de l'Education Nationale, 1996, 1997).

L'évaluation de l'impact des ressources sur la performance scolaire des élèves constitue de fait l'un des domaines principaux auxquels se sont intéressés les économistes dans le domaine de l'éducation. L'identification de l'impact des taux d'encadrement, et en particulier de la taille des classes constitue dans ce contexte une question de premier intérêt du point de vue des politiques publiques, les dépenses de rémunération représentant la majeure partie de la dépense publique d'éducation, de l'ordre de 75% (proportion qui

s'avère en outre remarquablement stable dans le temps<sup>4</sup>). Nous nous intéresserons ainsi à l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire des élèves, dont les impacts estimés dans la littérature française et internationale ainsi que les enjeux d'identification sont exposés en détail dans la suite de cette thèse.

Les taux d'encadrement ne constituent cependant pas la seule ressource éducative dont les économistes ont cherché à identifier l'impact. Un courant important de la littérature en économie de l'éducation a ainsi cherché à estimer l'impact des caractéristiques des enseignants sur les performances des élèves. A l'image de l'identification de l'impact de la taille des classes, cette entreprise se heurte à un double problème. D'une part, les enseignants ne sont pas affectés de manière aléatoire entre les classes. Se pose ainsi la question de l'identification de l'effet de différentes caractéristiques de ces enseignants, qui se trouvent corrélées avec celles de leurs élèves. D'autre part, se pose un important problème de mesure : quelle(s) caractéristique(s) observable(s) des enseignants reflète(nt) la qualité de leur enseignement ? Difficile à définir, la qualité d'un enseignant s'avère également difficile à mesurer. Deux types de caractéristiques ont néanmoins fait l'objet d'évaluations convaincantes. Une relation causale entre l'expérience des enseignants, tout au moins les premières années d'expérience, et la performance des élèves a pu être mise au jour de manière cohérente par plusieurs études (voir par exemple Hanushek, Kain et Rivkin, 2005, et Clotfelter, Ladd et Vigdor, 2006). L'ampleur des effets mesurés demeure toutefois modeste. Par ailleurs, de nombreux travaux ont été consacrés à l'impact de la formation académique des enseignants sur la réussite scolaire de leurs élèves, dont les résultats restent contradictoires. Deux articles récents permettent par exemple de porter un regard nouveau sur l'impact de la formation continue des enseignants. Angrist et Lavy (2001) étudient l'effet des programmes de formation des enseignants en poste dans des écoles de Jérusalem, et concluent à un effet causal positif sur les performances des élèves. L'analyse coût-bénéfices qu'ils tirent de ces estimations, rapprochées de l'impact de la taille de classes identifié auparavant (Angrist et Lavy, 1999), leur permet de conclure que ces programmes de formation constituent un instrument moins coûteux pour accroître les résultats des élèves que la baisse de la taille de classe ou l'ajout d'heures de cours. Dans le cas français, plusieurs études récentes fournissent également des résultats particulièrement éclairants à ce sujet. Bressoux (1996) et Bressoux, Kramarz et Prost (2004) étudient la question pour les écoles françaises. Leur méthodologie tire profit des difficultés à prévoir le

---

<sup>4</sup> Cette proportion s'avère en effet très stable tout au long du 20<sup>ème</sup> siècle, et n'a connu de baisse significative que lors des vagues de construction massive de collèges et d'universités, principalement au cours des années 1950 à 1970 (cf. Zuber, 2003).

nombre d'enseignants à former dans les écoles primaires (l'étude porte sur des élèves de CE2) : certains des enseignants se trouvant placés devant une classe après avoir reçu une formation, et d'autres, issus des mêmes concours, sans en avoir bénéficié. En se concentrant sur ces enseignants novices et sous l'hypothèse d'absence de corrélation entre les caractéristiques observables des élèves et le bénéfice de la formation de ces enseignants, on peut interpréter les différences comme reflétant l'impact de la formation de ces enseignants. Les effets identifiés sont particulièrement substantiels : les scores de fin d'année en mathématiques des élèves dont l'enseignant a reçu la formation sont plus élevés de 25% d'écart-type. L'impact d'autres types de ressources a pu être estimé récemment : Machin, McNally et Silva (2007) isolent par exemple l'impact de l'investissement en technologies de l'information et de la communication dans les écoles en Angleterre : les effets apparaissent positifs, mais modestes, significatifs en anglais et en sciences, mais pas en mathématiques. C'est dans ce contexte de comparaison entre les effets de différents types de ressources éducatives que s'inscrivent nos résultats sur l'impact de la taille des classes.

### **Financement des écoles privées, efficacité et incitations**

Parallèlement, la question du choix scolaire et de la concurrence entre écoles est restée relativement absente du débat public jusqu'à une période récente. Le règlement partiel de la « querelle scolaire » à travers la loi Debré en 1959 a mené à une relative extinction du débat autour du choix scolaire.

Les enjeux associés à l'existence d'un secteur privé associé au service public d'enseignement et financé par la dépense publique sont de deux ordres. Ils concernent d'une part les élèves scolarisés dans ces écoles : la question revient alors à identifier l'impact de la scolarisation des élèves dans le secteur privé sur leurs résultats scolaires. D'autre part, cette possibilité de choix scolaire introduit une concurrence entre écoles ou entre établissements, créant théoriquement des incitations pour les écoles à améliorer leur performance. Nous nous concentrerons dans le cadre de cette thèse sur la première de ces deux questions, en cherchant à estimer l'impact de la scolarisation dans les écoles privées sur les apprentissages des élèves. La seconde question mérite cependant d'être rapidement discutée.

Au-delà du choix du secteur d'enseignement, privé ou public, la question de la latitude à laisser aux parents dans le choix de l'école de leurs enfants est en effet revenue au centre du

débat public à la fin des années 2000, avec les mesures d'assouplissement de la sectorisation scolaire décidées en 2007<sup>5</sup>. En effet, cette recherche de concurrence peut également être menée à l'intérieur même du secteur public, par exemple en créant des établissements à statut dérogatoire (c'est le cas aux Etats-Unis des *magnet schools*) non soumis à la sectorisation scolaire, en assouplissant ou en supprimant les règles de sectorisation. Les écoles privées constituent néanmoins une source majeure de concurrence entre écoles. Les incitations créées sur les écoles publiques par l'existence du secteur privé (et plus largement, par l'existence d'une possibilité de choix de l'école par les parents) dépendent cependant de manière cruciale des caractéristiques valorisées par les parents, lorsqu'ils exercent leur choix scolaire.

L'impact réel des politiques de choix scolaire sur les incitations fournies aux écoles dépend ainsi crucialement de la façon dont les parents effectuent leurs choix : s'ils recherchent des écoles efficaces, qui font progresser les apprentissages de leurs enfants, alors la meilleure façon pour les écoles d'attirer les meilleurs élèves (et d'attirer des élèves tout court) consiste à augmenter leurs performances académiques. Si à l'inverse ce qui compte pour les parents est essentiellement le groupe de pairs auxquels leurs enfants vont être exposés, l'incitation à une plus grande performance est alors plus ambiguë, voire inexistante (Rothstein, 2006).

Au-delà des objectifs et des modalités du choix des parents, un paramètre important de la concurrence entre établissements publics et privés tient à l'information rendue accessible aux familles. En effet, le fait que la concurrence des écoles privées fournisse des incitations vertueuses aux écoles publiques apparaît conditionné par le fait qu'une information fiable quant à la valeur ajoutée des écoles aux résultats des élèves soit rendue accessible aux parents. Un classement basé sur les notes moyennes par école reflète pour l'essentiel leur composition socio-économique, et seulement à la marge la capacité de l'école à faire progresser les élèves (voir Kane et Staiger (2002) ou Mizala, Romaguera et Urquiola (2007)). La communication de résultats moyens par école renseigne ainsi davantage sur la composition sociale des écoles que sur leur véritable qualité, comprise au sens de « valeur ajoutée » apportée par l'école aux apprentissages, et donc aux résultats, de l'élève. Si un tel classement a un sens, c'est de constituer un « indice de bonne fréquentation » des écoles,

---

<sup>5</sup> Pour une revue détaillée des enjeux liés à l'assouplissement de la sectorisation scolaire et aux politiques de choix scolaire, voir Fack et Grenet (2010b).

mais en aucun cas un indicateur de leur véritable qualité<sup>6</sup>. Le second problème tient à la variabilité d'un classement qui tendrait à se rapprocher de cette valeur ajoutée (par exemple, en le fondant sur la progression des résultats des élèves entre des évaluations standardisées réalisées à deux points donnés de leur scolarité, dans les établissements dont on cherche à mesurer la performance). Or, de faibles variations du score peuvent avoir des répercussions importantes sur le classement d'une école<sup>7</sup>, simplement parce que les moyennes des écoles sont au départ assez proches<sup>8</sup>. Ainsi Kane et Staiger (2002) testent la stabilité d'un classement basé sur la progression des scores d'une année à l'autre sur six ans, pour les écoles de Caroline du Nord. Le critère retenu consiste à compter le nombre de fois où chaque école apparaît parmi les 10% les meilleures. Si l'indicateur identifiait parfaitement les « bonnes » et les « mauvaises » écoles, 90% n'y apparaîtraient jamais, et 10% toujours<sup>9</sup>. Si à l'inverse le classement s'apparentait à une pure loterie, la probabilité d'une école de ne jamais apparaître sur les six ans serait de 47% et la probabilité d'y apparaître toujours de 1 sur un million<sup>10</sup>. Qu'observe-t-on en pratique ? Pour ce qui est des notes en lecture, les auteurs constatent que 38% des écoles apparaissent au moins une fois dans le top 10%, et qu'aucune n'y figure chaque année sur les six ans (les résultats en mathématiques, bien que légèrement plus stables, sont très proches). Un tel classement tend ainsi à se rapprocher d'une loterie.

Ces résultats illustrent la difficulté à concevoir une information des familles sur la contribution des écoles à la progression des élèves, et questionne les déterminants du choix du secteur privé, étant données les limites nécessaires. Un premier objectif dans le cadre de cette thèse consistera donc à étudier sur la base des données disponibles les motifs de recours au privé en lien avec les caractéristiques des élèves scolarisés dans le secteur privé. Cet examen attentif constitue un préalable indispensable à l'estimation de l'impact de la scolarisation dans les écoles privées, les différences de caractéristiques observables et inobservables des élèves étant susceptibles de biaiser fortement les estimations.

<sup>6</sup> C'est d'ailleurs ce problème bien compris qui amène le Ministère de l'Éducation Nationale à diffuser pour les lycées des indicateurs qui vont au-delà du simple taux de réussite brut au Baccalauréat.

<sup>7</sup> Lié d'une part à la variation de l'échantillon d'élèves passant le test une année donnée, et à d'autres facteurs ne dépendant ni de la taille ni de la qualité de l'échantillon peuvent affecter la performance d'une école une année donnée : une épidémie de grippe le jour de l'épreuve, des questions du test ayant été particulièrement bien ou au contraire mal préparées cette année-là, un chien aboyant dans la cour de l'école, la présence d'un élève particulièrement chahuteur, une forte complicité entre les élèves et l'enseignant cette année là...

<sup>8</sup> Il s'agit là d'un fait désormais bien établi en économie de l'éducation. Aux États-Unis, l'une des premières enquêtes statistiques à très large échelle, réalisée à l'occasion du rapport Coleman en 1966, montrait que seulement 16% de la variance des résultats des élèves était *entre* écoles, le reste étant expliqué par les différences entre élèves à l'intérieur des écoles.

<sup>9</sup> A supposer que la véritable hiérarchie des écoles (inobservée) ne change pas.

<sup>10</sup> Ces probabilités sont respectivement égales à  $1 - (0,9)^6$  et  $0,1^6$ .

Les écoles du premier degré et les établissements du second degré sont associés par contrat au service public d'enseignement. En 2009, pour le premier degré, 98,1% des élèves des écoles privées se trouvent dans des classes sous contrat<sup>11</sup>. Concernant le second degré, 98,8% des élèves du premier cycle (collèges) scolarisés dans le secteur privé se trouvent dans des classes sous contrat, ce qui est le cas de 97,4% des élèves pour le second cycle (lycées) général et technologique<sup>12</sup>. Les établissements hors contrat, qui ne bénéficient pas de financements publics, et se trouvent seulement soumis à l'obligation scolaire, à l'instruction obligatoire et à un régime d'inspection limité, sont - en nombre - tout à fait marginaux. En 2009, le secteur privé représente ainsi 21,2% des élèves (primaire et secondaire confondus), dont 20,7% dans les établissements du secteur privé subventionné. Ce chiffre est nettement supérieur à la moyenne de l'Union Européenne, pour laquelle le taux moyen des 27 Etats membres s'élève à 13,5% des élèves pour les trois niveaux confondus en 2008 (Commission Européenne – AE-EAC). Dans le contexte européen, deux pays font figure d'exception, avec une majorité d'élèves scolarisés dans le secteur privé : la Belgique et les Pays-Bas y scolarisent respectivement 56,1% et 76,4% de leurs élèves. Hormis ces deux pays, seuls l'Espagne (29,7%) et Malte (31,3%) dépassent le taux français, le Royaume-Uni s'en approchant, 16 autres pays présentant des taux inférieurs à 10% (dont l'Allemagne, avec 6,8% et l'Italie avec 5,5%). Enfin, le secteur public se trouve en situation de quasi monopole (scolarisant plus de 98% des élèves) dans sept pays (Bulgarie, Irlande, Lettonie, Lituanie, Roumanie et Slovaquie). Au sein des 27 pays, le secteur privé non subventionné représente 2,5% des élèves, contre 11% pour le secteur privé subventionné. 8 pays ont toutefois fait le choix de ne pas subventionner les établissements privés, et 7 autres de n'en subventionner qu'une partie (12 subventionnant l'intégralité des établissements privés).

Fack et Grenet (2010b) notent que dans la plupart des pays où les écoles sont financées (au moins en partie) par la puissance publique, ces écoles doivent se soumettre aux mêmes règles que les écoles publiques concernant le recrutement des élèves. L'absence de régulation du mode de sélection des élèves par les établissements privés, coexistant avec une sectorisation plus ou moins stricte pour les établissements publics, constitue donc un trait institutionnel particulièrement original. Le système français de financement s'apparente ainsi à un système de *vouchers* (chèques-éducation) généralisé. Du point de vue des familles, le financement de la scolarité dans les écoles privées est très majoritairement pris en charge

<sup>11</sup> Un établissement est dit sous contrat si l'une de ses classes au moins est sous contrat.

<sup>12</sup> La proportion est toutefois inférieure (90,2%) s'agissant du second cycle professionnel.

par la puissance publique. Du point de vue des écoles, il aboutit à lier choix scolaire des parents et financement des écoles, la dotation horaire dont bénéficient les établissements publics et privés sous contrat dépendant du nombre d'élèves scolarisés dans l'établissement.

### **Evaluation et décision publique : l'intérêt d'une approche économique des politiques éducatives**

Les décisions publiques dont il est question ici ont pour la plupart été prises sans véritable évaluation préalable, ou en tout cas sans que l'impact des variables en question sur les apprentissages des élèves ait été mesuré. De manière plus surprenante, les éléments permettant d'éclairer rétrospectivement ces décisions sont restés rares, au moins jusqu'à une période récente. Une des difficultés rencontrées tient à l'identification de l'effet des variables en question. De nombreuses problématiques en économie de l'éducation ont ceci de commun qu'elles tentent d'isoler, derrière les corrélations apparentes, les relations de causalité qui sont à l'œuvre. Les constats basés sur des statistiques descriptives simples sont souvent bien connus : les élèves qui redoublent réussissent moins bien que ceux qui ne redoublent pas, les élèves des écoles privées réussissent mieux que ceux des écoles publiques, les élèves des classes les plus chargées réussissent mieux que ceux des classes les moins chargées, les élèves des écoles sous statut d'éducation prioritaire réussissent moins bien que les autres, etc. Ces constatations, basées sur des statistiques descriptives, reflètent essentiellement le fait qu'il existe une corrélation très forte entre la variable en cause, derrière laquelle se cache une mesure de politique publique (redoublement, financement des écoles privées, réduction de la taille classe, politique d'éducation prioritaire) et les caractéristiques des élèves qui en bénéficient.

Concernant l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire, le problème principal auquel se sont depuis longtemps trouvés confrontés les économistes et sociologues de l'éducation qui se sont intéressés à cette question est l'endogénéité de cette dernière variable. Dans la plupart des pays, et en particulier en France, la taille des classes a tendance à être plus faible pour les élèves socialement défavorisées, à qui les pouvoirs publics accordent toujours dans une certaine mesure des moyens supplémentaires. Par conséquent, et compte tenu du fait que ce léger ciblage des moyens est généralement beaucoup trop limité pour compenser le handicap initial de ces élèves, la corrélation brute entre taille des classes et réussite scolaire est généralement positive : superficiellement, une taille de classe

plus élevée est associée à de meilleurs résultats scolaires. Ces biais statistiques peuvent certes être atténués si l'on prend en compte l'origine sociale des élèves et diverses autres caractéristiques (c'est-à-dire si l'on tente de raisonner « toutes choses égales par ailleurs », ou plutôt toutes choses observées statistiquement égales par ailleurs). Si les variables de contrôle dont on dispose sont suffisamment riches, il est parfois possible que les estimations ainsi effectuées approchent le véritable effet causal (un des intérêts des estimations portant sur la taille des classes présentées dans cette thèse tient justement à la comparaison de ces différentes méthodes). Cependant, de telles méthodes ne suffisent jamais complètement à corriger ces biais. Plusieurs voies s'offrent au chercheur afin de progresser vers une meilleure identification de relations causales. La voie la plus satisfaisante pour traiter ces biais consiste sans doute à procéder à de véritables expériences contrôlées, permettant de recourir dans un cadre expérimental à une assignation aléatoire des élèves au traitement dont on cherche à identifier l'effet<sup>13</sup> (par exemple, à des tailles de classes différentes).

Concernant la question de l'impact de la taille des classes, une expérimentation a ainsi amené des résultats très largement repris, et exercé une influence considérable sur les choix de politique éducative de nombreux Etats américains. Appelée Student/Teacher Achievement Ratio (STAR), cette expérimentation d'un programme de réduction de la taille des classes a été menée dans le Tennessee à partir de 1985 et pendant quatre ans. Elle a porté sur un programme d'assignation aléatoire de près de 11 600 élèves de la maternelle au CE2 à des tailles de classe différentes. La procédure totalement aléatoire d'assignation des élèves aux classes garantit une identification en principe non biaisée du véritable impact causal de la taille des classes sur la réussite scolaire. Les études fondées sur un dispositif expérimental de cette nature restent relativement rares (leur nombre est toutefois en rapide augmentation, en particulier en France) du fait de la difficulté à mobiliser les acteurs et les fonds nécessaires au montage d'une expérimentation à une échelle suffisante. La plupart des résultats empiriques de la littérature internationale proviennent d'études non expérimentales. Dans ce cadre, les économistes ont de plus en plus recours à des cadres quasi-expérimentaux, en trouvant dans les hasards de l'histoire ou dans les modalités de mise en œuvre des politiques scolaires, des facteurs amenant des populations comparables à bénéficier de manière différentielle de ressources dont on souhaite estimer l'impact. La « règle de Maïmonide » mise en avant par Angrist et Lavy (1999) constitue un excellent

---

<sup>13</sup> Pour une présentation des méthodes d'évaluation par assignation aléatoire d'expérimentations sociales dans le contexte français, voir L'Horty et Petit (2010).

exemple de cadre quasi-expérimental de recherche pour identifier l'effet de la taille des classes sur la réussite scolaire. Les auteurs exploitent ainsi une règle administrative déclenchant l'ouverture et la fermeture de classes dans les écoles primaires en Israël. La taille des classes dans les écoles publiques en Israël est encore aujourd'hui en partie déterminée par une règle proposée au 12<sup>ème</sup> siècle par le philosophe Maïmonide : selon la règle édictée, jusqu'à 40 élèves peuvent être placés dans la même classe. En conséquence, si une école compte 40 élèves scolarisés à un niveau, la taille de classe sera de 40. Si un élève supplémentaire vient à être scolarisé dans ce niveau, une classe supplémentaire sera créée, et la taille de classe moyenne chutera à 20,5 élèves. Lorsque l'effectif du niveau grimpe jusqu'à atteindre 80, le nombre de classes reste égal à deux, et la taille de classe moyenne grimpe jusqu'à 40. Le 81<sup>ème</sup> élève entraîne la création d'une troisième classe, de sorte que la taille de classe moyenne tombe à 27, etc. L'application de la règle de Maïmonide amène à une relation discontinue entre l'effectif par niveau et la taille de classe, qui peut être exploitée par le chercheur pour identifier l'impact de la taille des classes sur la réussite, en comparant les résultats d'élèves par ailleurs comparables, mais exposés à des tailles de classes différentes du fait de l'existence de cette règle.

Comme le soulignent Angrist et Pischke (2010), on peut voir dans cette recherche de designs expérimentaux ou quasi-expérimentaux, l'origine d'une révolution de la crédibilité des travaux empiriques au cours des années récentes. De tradition relativement ancienne aux Etats-Unis, l'intérêt des économistes pour les politiques éducatives est plus récent dans le contexte français, et son développement semble à relier à l'application de méthodes empiriques plus attentives à l'identification des relations de causalité.

Le principal apport de l'approche économique des politiques scolaires, qui est l'angle retenu dans le cadre de cette thèse, nous semble donc relever de l'analyse attentive des causalités. Un second intérêt de cette analyse statistique tient à la quantification des effets : le fait de quantifier l'impact de différentes variables sur la réussite scolaire permet de comparer l'amplitude des effets de ces différentes variables entre elles, mais également de comparer l'amplitude des effets d'une même variable (ici, la taille des classes) tout au long du parcours scolaire d'un élève, ou entre différents systèmes éducatifs. Une limite à cet exercice tient cependant à la difficulté à se prononcer sur les mécanismes qui amènent aux résultats constatés. Si l'on constate un impact de la taille des classes, celui-ci est-il du à la réduction des problèmes de discipline, à la possibilité pour les enseignants d'adopter des méthodes pédagogiques plus efficaces pour les apprentissages des élèves, à ce que la proximité de l'enseignant modifie le rapport à l'école et le comportement des élèves ?

L'approche économétrique retenue ici permet difficilement d'y répondre. Il serait possible de concevoir des expérimentations impliquant des groupes de contrôle permettant de répondre à certaines de ces questions (par exemple, en mobilisant plusieurs groupes de traitement, expérimentant des tailles de classe réduites avec différentes méthodes pédagogiques), mais l'approche retenue ici ne nous permet pas d'aller au-delà d'hypothèses sur les mécanismes expliquant les effets estimés.

### **Données exploitées et variables d'intérêt**

L'intérêt récent pour les méthodes quantitatives appliquées à l'éducation a ainsi pour conséquence un nombre relativement limité (bien qu'en rapide croissance) d'études quantitatives sur les politiques éducatives attentives à l'identification des causalités au regard de la qualité des données existantes. Nos estimations exploitent à titre principal les données des panels primaire et secondaire réalisés respectivement en 1997 et 1995, appariées avec divers autres fichiers administratifs produits par la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la Performance (DEPP) au Ministère de l'Éducation Nationale. Ces panels, qui font suite aux données analogues recueillies depuis le milieu des années 1970<sup>14</sup>, permettent de suivre la scolarité complète d'échantillons représentatifs au niveau national d'élèves entrants à l'école élémentaire et au collège au milieu des années 1990. L'intérêt de cette source de données réside tout d'abord dans la grande richesse des variables disponibles, qu'aucune donnée d'origine administrative n'est en mesure d'offrir. Il tient ensuite à la structure longitudinale des données, qui permet pour chaque élève de reconstituer sa trajectoire scolaire, et en particulier de disposer de mesures de sa performance passée à des tests standardisés ou examens nationaux.

Une question importante tient à la nature des indicateurs de résultat mobilisés pour rendre compte de l'impact des variables étudiées (tailles de classe, dans la partie 1, et scolarisation dans les écoles privées, dans la partie 2). Le prisme retenu ici conduira à se concentrer sur l'impact le plus immédiat des politiques éducatives, les apprentissages des élèves. Il ne s'agit pas de méconnaître la variété des effets que produit l'éducation, sur les attitudes sociopolitiques, les comportements électoraux, la participation au marché du travail et les salaires, les inégalités, la santé ou la délinquance, ou encore, à un niveau plus

---

<sup>14</sup> Le panel primaire 1997 est le second réalisé par le ministère pour les élèves du premier degré, après celui initié en 1978. Le panel secondaire 1995 est quant à lui le quatrième pour les élèves du second degré, après ceux réalisés en 1973, 1980 et 1989.

macroéconomique, la relation entre capital humain et croissance<sup>15</sup>. Nous retiendrons comme principale mesure de ces apprentissages les scores obtenus à des tests standardisés ou à des examens nationaux, du début de l'enseignement élémentaire à la fin du lycée. Ainsi, nous nous concentrons ici d'une part sur les tests standardisés d'évaluations des compétences en français et en mathématiques auxquels ont été soumis les élèves à la rentrée des classes de CP, de CE2 et de sixième<sup>16</sup>, et d'autre part sur les résultats des élèves aux examens nationaux du brevet (examen terminal, et contrôle continu à titre complémentaire) et du baccalauréat. Les tests standardisés sont le plus souvent l'indicateur privilégié pour la mesure des résultats des élèves dans la littérature au niveau des écoles primaires. Leur utilisation possède plusieurs limites, au premier rang desquels le fait que ce qui est attendu de l'école ne se résume à ce que ces tests permettent de mesurer. En particulier, ces tests ne permettent pas de se prononcer sur les aspects comportementaux des élèves, leur autonomie et sens de l'initiative, ou leurs compétences sociales et civiques<sup>17</sup>. Ces tests reflètent cependant de manière détaillée les apprentissages fondamentaux, en particulier en ce qui concerne la langue française et les principaux éléments de mathématiques. Pour les niveaux suivants, ce sont les résultats aux examens nationaux qui seront mobilisés, dans l'ensemble des matières disponibles, mais en gardant une attention particulière sur les résultats en mathématiques et en français. A titre complémentaire, les taux de redoublement pourront être utilisés comme indicateur de résultat, en précisant l'interprétation à faire de ces résultats, parfois rendue délicate (le redoublement est pour une large part une décision administrative, pour laquelle les acteurs locaux disposent de marges de manœuvre importantes et qui peut être corrélée aux ressources dont on cherche à évaluer l'impact).

## **Problématique et plan de thèse**

La question centrale de cette thèse est la suivante : en quoi réduction de la taille des classes et financement des écoles privées constituent-ils deux politiques à même de

---

<sup>15</sup> Pour une présentation synthétique de la variété des effets de l'éducation, voir par exemple Baudelot et Leclercq (2005).

<sup>16</sup> Il s'agit pour le CP d'évaluations mises en œuvre spécifiquement pour les élèves du panel, et pour le CE2 et la sixième d'évaluations nationales passées par l'ensemble des élèves.

<sup>17</sup> Dans la nomenclature définie par le socle commun de connaissances et de compétences (décret du 11 juillet 2006), les apprentissages dont rendent compte les indicateurs de résultats mobilisés dans le cadre de cette thèse relèvent pour l'essentiel des trois premiers points (maîtrise de la langue française, pratique d'une langue vivante étrangère, principaux éléments de mathématiques et culture scientifique et technologique).

favoriser la réussite de tous les élèves et de réduire les inégalités sociales de réussite scolaire ?

Cette thèse s'organise autour de deux grandes parties. La première partie se concentre sur l'estimation de l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire. Le chapitre 1 permet de présenter et d'illustrer le problème méthodologique central auquel l'identification de l'impact de la taille des classes répond, et qui tient à l'affectation non aléatoire des élèves aux différentes tailles de classe. Le chapitre 2 propose des estimations de cet impact aux trois niveaux (écoles élémentaires, collèges, lycées) du système scolaire de cet impact, et conclut quant à l'amplitude de cet impact en simulant les effets de différentes politiques de ciblage des moyens. La deuxième partie s'intéresse à l'efficacité des écoles privées dans leur capacité à faire progresser les apprentissages des élèves. Le chapitre 3 présente les modalités du choix scolaire entre écoles privées et publiques et leurs conséquences sur les différences de caractéristiques des élèves fréquentant les deux secteurs d'enseignement. Le chapitre 4 propose enfin une estimation de l'impact de la scolarisation dans les écoles privées sur les résultats des élèves des écoles primaires.

## **Partie I : taille des classes et réussite scolaire**

Le chapitre 1 met tout d'abord en évidence une évolution contrastée de la taille des classes aux différents niveaux du système scolaire français : si le primaire a connu une forte diminution de la taille des classes depuis les années 1960, le collège a bénéficié de réductions de moindre ampleur, tandis que la taille des classes dans les lycées est restée relativement stable.

Ce premier chapitre présente par ailleurs les données administratives et les données de panels utilisées dans l'ensemble des chapitres 1 et 2 pour le primaire, le collège et les lycées. L'exploitation de ces données permet d'illustrer le fait que dans le système éducatif français comme dans la plupart des pays développés, le fait de fréquenter une classe peu chargée s'avère très corrélé avec les caractéristiques des élèves : les élèves des classes les plus chargées ont en moyenne des caractéristiques individuelles plus favorables à la réussite scolaire que ceux qui se trouvent scolarisés dans des classes de plus petite taille. Ces différences sont loin d'être marginales. Dans le contexte français, la classe de troisième illustre parfaitement ce phénomène : moins de 36% des élèves scolarisés dans les « petites » classes (définies comme comprenant 23 élèves ou moins) ont une mère diplômée (possédant au moins le baccalauréat), alors que c'est le cas de plus de 54% de ceux qui

fréquentent les classes les plus chargées (comptant 28 élèves ou plus). Ces différences, considérables, ont une traduction directe en termes d'aptitudes scolaires.

A des degrés divers, la vaste littérature développée dans les années 1970 et 1980 est sujette à ce problème, ne contrôlant qu'imparfaitement les différences entre élèves des petites et des grandes classes. Certaines méta-analyses effectuées dès la fin des années 1980, à l'image des nombreuses contributions de Hanushek (1986, 1997, 2003) tirent la conclusion d'une absence d'effet significatif de la taille des classes - d'autres analyses des mêmes travaux aboutissant cependant à la conclusion inverse (Krueger, 2003). Au-delà des différences concernant la méthodologie employée pour agréger les résultats de ces travaux, qui expliquent certaines des contradictions, il est permis de douter de la validité des résultats de cette littérature, les travaux concernés souffrant plus ou moins largement des biais évoqués précédemment. La période récente a cependant vu se multiplier le nombre d'articles permettant de mieux identifier cet impact, exploitant de rares expérimentations contrôles ou recourant à des cadres quasi-expérimentaux.

Des expériences ont été mises en place dans plusieurs pays à des échelles très variables, la plus ambitieuse ayant été réalisée dans les années 1980 dans l'Etat du Tennessee dans le cadre du Student Teacher Achievement Ratio Project (STAR). L'exploitation des données issues de STAR par Krueger (1999) met ainsi en évidence des effets non seulement statistiquement significatifs, mais quantitativement très importants pour les élèves du primaire concernés (de la grande section de maternelle à l'équivalent du CE2). Autre conclusion d'importance : l'impact estimé apparaît plus fort pour les élèves des minorités ethniques ainsi que pour les élèves les plus défavorisés.

Une seconde piste consiste à utiliser des « expériences naturelles » en identifiant, dans un contexte institutionnel donné, des éléments qui, indépendamment des caractéristiques individuelles des élèves, vont les amener à fréquenter des classes de tailles différentes. L'exploitation des seuils d'ouverture et de fermeture de classes proposée par Angrist et Lavy (1999) est emblématique de cette approche, et a été appliquée très récemment à un grand nombre de pays européens. Si les résultats de plusieurs d'entre elles sont quantitativement proches des effets constatés en Israël, d'autres aboutissent à un impact faible. Enfin, plusieurs travaux cherchant à exploiter d'autres facteurs de variation exogène de la taille de classes (Hoxby, 2000, Dobbelsteen, Levin et Oosterbeek, 2002, ou Leuven, Oosterbeek et Rønning, 2010), concluent par ailleurs à un impact statistiquement non significatif.

Si les travaux portant sur la France sont longtemps restés plus rares, plusieurs études récentes traitent de manière poussée les problèmes d'identification évoqués ci-dessus. Elles mettent en lumière de manière cohérente des impacts substantiels de la taille des classes aux plus jeunes âges, qui tendent ensuite à diminuer tout au long du cursus des élèves. Gary-Bobo et Mahjoub (2010) concluent ainsi à l'existence d'effets significatifs mais d'ampleur limitée de la taille de classes sur les redoublements pour les classes de sixième et de cinquième. Enfin, avec une méthodologie totalement différente, Bressoux, Kramarz et Prost (2009) obtiennent pour les élèves de CE2 des effets du même ordre que ceux estimés par Krueger (1999). Un second résultat crucial qui émerge de ces travaux concerne la grande hétérogénéité de l'impact de la taille des classes : que ce soit au primaire, au collège ou au lycée, les coefficients obtenus pour les élèves d'origine défavorisée sont de l'ordre de 2 fois plus élevés que ceux des élèves d'origine favorisée.

Le chapitre 1 permet enfin d'analyser l'évolution de la taille de classe en France depuis les années 1960 et met en évidence l'existence de seuils d'ouverture et de fermeture de classe aux trois niveaux d'analyse (écoles primaires, collèges, lycées). La corrélation entre taille des classes et inégalités scolaires mise évidence permet d'illustrer le problème d'endogénéité dans la formation des classes, et appelle à une stratégie d'identification basée sur l'exploitation de ces seuils comme source exogène de variation de la taille des classes.

Le chapitre 2 exploite, du primaire au lycée, les seuils d'ouverture et de fermeture de classe mis en évidence au chapitre 1, adoptant une méthodologie proche de celle développée par Angrist et Lavy (1999).

Le chapitre 2 s'attache également à permettre une comparaison des résultats des méthodes quasi-expérimentales entre les différents niveaux scolaires français et avec les résultats de la littérature internationale, présenté au chapitre précédent.

Notre principal souci est de présenter des estimations comparables pour les différents niveaux d'enseignement et de faire le point sur la façon dont les différentes sources de données permettent de traiter de la question de l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire en France (ce second souci explique pourquoi un nombre important d'annexes statistiques accompagne le texte principal de ce document).

Les principaux résultats obtenus en appliquant la méthodologie exploitant les seuils d'ouverture et de fermeture de classes peuvent se résumer de la façon suivante. Notre méthode permet d'identifier des effets statistiquement significatifs de la taille des classes

pour les élèves des deux premiers niveaux du système éducatif (mais pas des lycées, dans les séries générales), et ces effets apparaissent quantitativement nettement plus importants au niveau des écoles primaires qu'à celui des collèges et surtout des lycées.

Pour ce qui concerne le primaire, nous mettons en évidence l'existence d'un impact positif important des tailles de classes réduites sur la réussite scolaire. Les coefficients obtenus sont sensiblement plus élevés que ceux habituellement obtenus avec les estimations de moindres carrés ordinaires (OLS), notamment pour ce qui concerne les élèves socialement défavorisés. D'après nos estimations, la suppression de la légère politique de ciblage des moyens qui existe actuellement en faveur des écoles classées en ZEP (la taille moyenne des classes de CE1 est en 2003-2004 d'environ 20,9 en ZEP, contre 22,8 hors ZEP) conduirait à une progression comprise entre 11% (hypothèse basse) et 27% (hypothèse haute) de l'écart entre les scores moyens obtenus en ZEP et hors ZEP aux évaluations de mathématiques de début de CE2. Surtout, des simulations simples indiquent que cet écart pourrait être réduit d'environ 37% (88% si l'on retient l'hypothèse haute), si l'on mettait en place une politique de ciblage des moyens forte (mais pas irréaliste), avec une taille de classe moyenne réduite de 5 élèves supplémentaires en ZEP, pour un nombre total d'enseignants inchangé et donc des moyens constants au niveau national (ce qui conduirait en CE1 à une taille moyenne des classes d'environ 15,9 en ZEP et 24,1 hors ZEP). La diminution des scores obtenus hors ZEP entraînée par une telle politique serait d'autant plus limitée que nos estimations indiquent un impact de la taille des classes est nettement moins important pour les enfants socialement favorisés.

Pour ce qui concerne le secondaire, les coefficients auxquels nous parvenons sont également plus élevés que ceux obtenus avec les estimations « naïves » (tout du moins en collège), mais ils apparaissent sensiblement plus faibles qu'en primaire. Si l'on examine les résultats obtenus pour l'ensemble des élèves (les résultats concernant les élèves défavorisés sont généralement supérieurs, sauf au lycée), une augmentation de la taille des classes d'un élève conduit à une régression du score obtenu par les élèves d'environ 2,5-3% d'un écart-type de la distribution des scores au primaire, 1-1,5% d'un écart-type au collège, et de moins de 0,5% d'un écart-type au lycée. La taille des classes semble donc avoir un impact environ deux fois plus faible au collège qu'en primaire, et environ trois fois plus faible au lycée qu'au collège. Si l'on réalise pour le secondaire le même type de simulations que celles réalisées pour le primaire, on aboutit à la conclusion que la suppression des ZEP conduirait à une augmentation des inégalités scolaires comprise entre 6% et 16% au collège et de 3% au lycée, et une forte politique de ciblage (5 élèves de moins en ZEP) à moyens constants

conduirait à une réduction de l'inégalité comprise entre 13 et 36% au collège, contre 4% au lycée.

## **Partie II : choix scolaire et impact de la scolarisation dans les écoles privées**

La contribution du chapitre 3 est de présenter le contexte institutionnel dans lequel s'inscrivent les choix de secteur de scolarisation effectués par les parents d'élèves, et d'en tirer les conclusions quant aux caractéristiques des élèves fréquentant les écoles privées.

Si les écoles privées ne sont pas considérées comme un enseignement à part entière mais comme un acteur associé au service public d'enseignement, les modalités concrètes de leur régulation (large financement par l'Etat, qui accroît la demande pour ces écoles, et absence de soumission à la sectorisation scolaire, marges de différenciation limitées par rapport aux écoles publiques) les amènent à une situation de concurrence avec les écoles publiques du point de vue du choix des parents.

L'examen des données du panel primaire 1997 permet de jeter un regard sur les motifs de recours au secteur privé. Convictions personnelles et « bonne fréquentation » de l'école semblent jouer un rôle important pour les parents des écoles privées, les « motifs pédagogiques » (taille des classes, qualité des maîtres) restent largement minoritaires. Il convient néanmoins de relativiser la vision purement stratégique du choix de l'école par les parents, car l'information dont ils disposent sur l'efficacité relative des deux secteurs reste extrêmement fractionnée et assez pauvre (cf. infra).

Conséquence de ce choix des parents et de la sélection opérée par les écoles, les différences de profil entre élèves des écoles privées et des écoles publiques apparaissent particulièrement marquées. Quel que soit le critère retenu, les catégories les moins favorisées apparaissent sous représentées dans les écoles privées, et ces différences observables cachent peut-être des clivages plus profonds que les données ne nous permettent pas d'observer statistiquement. De fortes disparités d'implantation géographique sont constatées, les écoles privées accueillant ainsi des élèves d'autant plus favorisés que l'implantation locale du privé est limitée. De fait, là où l'implantation du secteur privé est la plus forte, la composition sociale des écoles privées se rapproche considérablement de celle des écoles publiques.

L'importance de ces effets de sélection dans le secteur privé peut être illustrée par l'analyse des évaluations d'entrée au CP pour les élèves du panel. Les résultats des élèves à

ces évaluations montrent que les différences de composition sociale constatées précédemment se traduisent logiquement par de meilleurs résultats en début de CP dans le secteur privé. Les élèves entrant au CP dans des écoles privées disposent ainsi d'un capital cognitif et d'aptitudes scolaires significativement supérieures à leurs homologues des écoles publiques, indépendamment de tout effet réel du secteur lui-même (puisqu'elles sont observables avant que leur scolarité dans ce secteur n'ait débuté).

Les écarts entre catégories socioprofessionnelles se révèlent nettement moindres dans les écoles privées : ainsi l'écart de résultats entre enfants de cadres et enfants d'ouvriers est presque deux fois plus faible dans le privé que dans le public. Ces différences ne constituent pas un effet des écoles privées, mais bien une conséquence de leur recrutement. Ainsi le constat largement répandu d'écarts de réussite scolaire moins élevé dans les écoles privées semble à relativiser au vu des effets de sélection mis en lumière.

Cette conclusion appelle ainsi des estimations permettant de contrôler de la meilleure manière possible, de l'ensemble des caractéristiques individuelles observables et inobservables, afin de purger l'écart brut observé dans les résultats scolaires entre élèves du privé et du public, des effets de composition de ces écoles, et donner ainsi une estimation de l'effet propre d'une scolarisation dans le secteur privé comparativement à une scolarisation dans des écoles publiques.

Le chapitre 4 tente de répondre à cette problématique en tirant parti de la richesse des variables observées dans les données du panel primaire 1997. Dans ce dernier chapitre, nous étudions l'efficacité relative des écoles privées et des écoles publiques dans l'enseignement élémentaire, à partir des données du panel primaire 1997. Les élèves scolarisés dans le secteur privé obtiennent, en moyenne, de meilleurs résultats aux évaluations passées en CP, en CE2 et en sixième. Il apparaît cependant que lorsque l'on prend en compte l'ensemble des différences observables entre les élèves des deux secteurs, l'effet estimé d'une scolarisation dans le secteur privé sur les résultats en sixième s'avère négatif et significatif, de l'ordre de -7,5% d'un écart type. Ce résultat ne dépend pas de l'indicateur de performance retenu, les élèves du privé connaissant également des redoublements plus fréquents sur l'ensemble du primaire lorsque l'on tient compte des différences de caractéristiques observables entre les élèves des deux secteurs.

Si des différences inobservables entre élèves des deux secteurs peuvent introduire des biais dans les estimateurs obtenus, les tests de falsification menés tendent à indiquer qu'une

grande partie des différences entre élèves du secteur privé et du secteur public est bien captée par les variables disponibles dans le panel primaire. En effet, une façon de mettre à l'épreuve ces résultats consiste à estimer l'impact des variables considérées non plus sur les résultats en CE2 ou en sixième, mais sur les scores obtenus à des évaluations en début de trajectoire, au cours préparatoire. Il n'y a aucune raison pour que le secteur de scolarisation du CP au CM2 ait, en lui-même, un impact sur les résultats en début de CP. Or s'il subsiste une hétérogénéité inobservée importante, le secteur de scolarisation sera associé à un score en CP plus élevé (si les caractéristiques inobservées se trouvent être plus favorables à la réussite scolaire chez les élèves du secteur privé) ou plus faible (si à l'inverse, ces caractéristiques inobservées sont moins favorables chez les élèves du secteur privé). Alors qu'une association positive entre fréquentation des écoles privées et score en CP subsiste lorsque l'on se contente d'introduire comme variables de contrôle les caractéristiques sociodémographiques, l'impact estimé de la scolarisation dans les écoles privées du CP au CM2 sur les résultats au CP dans notre spécification la plus complète n'est pas significativement différent de 0. Ce résultat indique que le modèle estimé capte une partie importante de l'hétérogénéité entre élèves des deux secteurs de scolarisation, et semble rassurant quant à une interprétation causale de nos résultats.

Enfin, compte tenu de la grande variabilité géographique de la part des élèves scolarisés dans les écoles privées, nous cherchons à estimer séparément cet impact dans les territoires de forte et de faible implantation des écoles privées. Il apparaît que l'impact estimé de la scolarisation dans les écoles privées au primaire est négatif pour les deux types de territoires, et environ deux fois plus important dans les territoires où la proportion d'élèves scolarisés dans le secteur privé est la plus élevée.

Nous concluons cette thèse en rappelant les principaux résultats, les limites de l'analyse proposée, et les perspectives de recherche que ce travail ouvre.

# **Première partie**

## **TAILLE DES CLASSES ET REUSSITE SCOLAIRE**



La question de l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire s'est vue consacrée, depuis la fin des années soixante et les premières études quantitatives menées à large échelle aux Etats-Unis, un nombre considérable de travaux, sans toutefois que s'éteignent les discussions quant à la réalité et à la magnitude de cet impact.

En France, alors même que la taille moyenne des classes a connu des évolutions importantes durant les quarante dernières années, les connaissances sur l'impact réel des réductions de taille de classe sont cependant longtemps restées limitées. Dans les écoles primaires, la taille moyenne des classes a substantiellement diminué des années 1960 à nos jours. Sur cette même période, la taille moyenne des classes de collège a également observé une baisse, bien que moins spectaculaire. Dans les lycées, à l'inverse, la taille moyenne des classes est restée stable.

Ainsi sur la période, peut-être dressé un triple constat. Constat d'une augmentation globale des moyens, tout d'abord, avec une réduction de la taille moyenne des classes au collège et au primaire. Constat d'une concentration de ces moyens sur les écoles primaires, et dans une moindre mesure sur les collèges, ensuite. Constat, enfin, d'un ciblage sur les zones considérées comme prioritaires, avec la définition des Zones d'Education Prioritaire au début des années 80.

Ces faits soulignent la priorité donnée par la puissance publique aux niveaux les plus précoces du système éducatif, et implicitement à une représentation de l'impact décroissant des moyens sur la réussite scolaire des élèves à mesure qu'ils progressent dans le cursus. La première partie de la présente thèse a pour but de vérifier cette hypothèse, en comparant l'amplitude des effets de la taille des classes sur les performances scolaires des élèves aux différents niveaux du système éducatif français.

Si l'impact réel de la taille des classes sur la réussite scolaire reste une question controversée, c'est que son estimation empirique est tout sauf triviale. Au-delà du choix d'un indicateur pertinent des acquis scolaires, la difficulté centrale à laquelle se sont trouvés confrontés les chercheurs étudiant cette question tient au fait que les élèves ne se trouvent pas répartis au hasard entre les classes peu chargées et les classes de plus grande taille. Si tel était le cas, la comparaison des performances des élèves dans les classes de différentes tailles nous informerai directement sur l'impact de la taille des classes sur les apprentissages. Or dans le système éducatif français comme dans la plupart des pays développés (Wössmann et West, 2006), le fait de fréquenter une classe peu chargée s'avère très corrélé avec les caractéristiques des élèves : les élèves des classes les plus chargées ont

en moyenne des caractéristiques individuelles plus favorables à la réussite scolaire que ceux qui se trouvent scolarisés dans des classes de plus petite taille. Ces différences sont loin d'être marginales. Dans le contexte français, la classe de troisième illustre parfaitement ce phénomène : moins de 36% des élèves scolarisés dans les « petites » classes (définies comme comprenant 23 élèves ou moins) ont une mère diplômée (possédant au moins le baccalauréat), alors que c'est le cas de plus de 54% de ceux qui fréquentent les classes les plus chargées (comptant 28 élèves ou plus). Ces différences, considérables, ont une traduction directe en termes d'aptitudes scolaires.

La corrélation brute entre taille de classe et résultats scolaires est de fait positive - la fréquentation d'une classe de taille réduite est en moyenne associée à des performances scolaires plus faibles - pour des raisons qui n'ont rien à voir avec l'effet propre de la taille de classe mais qui tiennent aux caractéristiques individuelles des élèves. En disposant de données de bonne qualité, il est possible de prendre en compte l'effet de certaines variables observables : on peut ainsi tenir compte de la catégorie socioprofessionnelle ou du niveau d'éducation des parents, du passé scolaire des élèves, des différences de contexte de scolarisation afin de tenter d'isoler l'effet propre de la taille de classe. Mais dès lors qu'il est impossible d'observer statistiquement l'ensemble des variables pertinentes pour la réussite scolaire des élèves, il subsiste un biais statistique important, certaines caractéristiques inobservables statistiquement mais influant sur la réussite scolaire se trouvant corrélées à la taille de classe.

A des degrés divers, la vaste littérature développée dans les années 1970 et 1980 est sujette à ce problème, ne contrôlant qu'imparfaitement les différences entre élèves des petites et des grandes classes. Certaines méta-analyses effectuées dès la fin des années 1980, à l'image des nombreuses contributions de Hanushek (1986, 1997, 2003) tirent la conclusion d'une absence d'effet significatif de la taille des classes - d'autres analyses des mêmes travaux aboutissant cependant à la conclusion inverse (Krueger, 2003). Au-delà des différences concernant la méthodologie employée pour agréger les résultats de ces travaux, qui expliquent certaines des contradictions, il est permis de douter de la validité des résultats de cette littérature, les travaux concernés souffrant plus ou moins largement des biais évoqués précédemment. La période récente a cependant vu se multiplier le nombre d'articles permettant de mieux identifier cet impact.

Il existe pour l'essentiel deux façons de résoudre ce problème d'identification de l'effet propre de la taille de classe sur les acquis scolaires. La première consiste à mettre en place

des expériences contrôlées, où des élèves sont placés de manière aléatoire dans des classes de tailles différentes : si le protocole expérimental est bien défini et correctement mis en œuvre, les élèves affectés au groupe de traitement (placés dans des classes de petite taille) et ceux affectés au groupe de contrôle possèdent en moyenne des caractéristiques comparables. Des expériences de cet ordre ont été mises en place dans plusieurs pays à des échelles variables, la plus ambitieuse ayant été réalisée dans les années 1980 dans l'Etat du Tennessee dans le cadre du Student Teacher Achievement Ratio Project (STAR). L'exploitation des données issues de STAR par Krueger (1999) met ainsi en évidence des effets non seulement statistiquement significatifs, mais quantitativement très importants pour les élèves du primaire concernés (de la grande section de maternelle à l'équivalent du CE2). La façon dont a été conçue l'expérience permet également de tirer des conclusions quant à la durabilité des effets : bien qu'il s'amenuise avec le temps, l'impact positif d'une taille de classe réduite une année donnée reste significatif au cours des années suivantes. Autre conclusion d'importance : l'impact estimé apparaît plus fort pour les élèves des minorités ethniques ainsi que pour les plus pauvres d'entre eux.

Une seconde piste consiste à utiliser des « expériences naturelles » en identifiant, dans un contexte institutionnel donné, des éléments qui, indépendamment des caractéristiques individuelles des élèves, vont les amener à fréquenter des classes de tailles différentes. Une méthode en particulier est devenue emblématique de cette approche et a engendré une descendance fournie. Angrist et Lavy (1999) utilisent une règle appliquée dans les écoles israéliennes, fixant à 40 élèves la taille maximale d'une classe. Ainsi dans une école donnée, selon que l'effectif total d'un niveau est de 40 ou de 42 élèves, la taille moyenne de classe que connaîtront les élèves sera respectivement de 40 ou de 21 élèves. Cette règle induit des variations de la taille de classes dépendant exclusivement des hasards de la démographie locale, et de ce fait totalement indépendantes des caractéristiques des élèves. Les effets mis en avant par les auteurs pour les classes de fin d'école élémentaire sont là aussi substantiels, bien qu'inférieurs d'un tiers environ à ceux estimés par Krueger (1999). Des méthodes proches de celle utilisée par Angrist et Lavy ont été appliquées très récemment à un grand nombre de pays européens. Si les résultats de plusieurs d'entre elles sont quantitativement proches des effets constatés en Israël, d'autres aboutissent à un impact faible. Enfin, plusieurs travaux cherchant à exploiter d'autres facteurs de variation exogène de la taille de classes (Hoxby, 2000, Dobbelsteen, Levin et Oosterbeek, 2002, ou Leuven, Oosterbeek et Rønning, 2010), concluent par ailleurs à un impact statistiquement non significatif.

Les travaux portant sur la France sont beaucoup plus rares : la revue de littérature réalisée par Meuret (2001) évoque ainsi un nombre limité d'études, qui portent rarement sur l'effet de la taille des classes à titre principal, et aboutissant à des résultats assez divers, certaines concluant même à un impact positif des classes de grande taille. Plusieurs études récentes traitent toutefois de manière plus poussée les problèmes d'identification évoqués ci-dessus, mettant en lumière de manière cohérente des impacts beaucoup plus substantiels de la taille des classes. Utilisant une méthode proche mais un indicateur de résultat différent (le redoublement), Gary-Bobo et Mahjoub (2010) concluent également à l'existence d'effet significatif pour les classes de sixième et de cinquième. Enfin, avec une méthodologie totalement différente, Bressoux, Kramarz et Prost (2009) obtiennent pour les élèves de CE2 des effets du même ordre que ceux estimés par Krueger (1999). Un second résultat crucial qui émerge de ces travaux concerne la grande hétérogénéité de l'impact de la taille des classes : que ce soit au primaire, au collège ou au lycée, les coefficients obtenus pour les élèves d'origine défavorisée sont de l'ordre de 2 à 2,5 fois plus élevés.

C'est dans ce second courant de la littérature, exploitant l'existence d'expériences naturelles, que s'inscrit cette première partie. Elle s'organise comme suit.

Le chapitre 1 présente une revue de littérature de l'impact de la taille des classes et des principales méthodes économétriques permettant d'appréhender le problème d'endogénéité de la taille des classes. Les principaux résultats obtenus sur différents pays par des méthodes quasi-expérimentales à la Angrist et Lavy, y sont par ailleurs rappelés.

Ce premier chapitre présente également les données administratives et les données de panels utilisées dans l'ensemble des chapitres 1 et 2 pour le primaire, le collège et les lycées. Il analyse l'évolution de la taille de classe en France depuis les années 1960 et met en évidence l'existence de seuils d'ouverture et de fermeture de classe. La corrélation entre taille des classes et inégalités scolaires permet d'illustrer le problème d'endogénéité dans la formation des classes, et appelle à une stratégie d'identification basée sur l'exploitation de ces seuils.

Le chapitre 2 exploite, du primaire au lycée, les seuils d'ouverture et de fermeture de classe mis en évidence au chapitre 1, adoptant une méthodologie proche de celle développée par Angrist et Lavy (1999). L'effet de la taille des classes y apparaît particulièrement fort dans les premières années du primaire, comparable dans son amplitude à celui obtenu par Krueger (1999). Cet effet reste significatif au collège, bien qu'il

soit quantitativement moindre, et tend à disparaître dans les classes de série générale des lycées.

Le chapitre 2 s'attache également à permettre une comparaison des résultats des méthodes quasi-expérimentales entre les différents niveaux scolaires français et avec les résultats de la littérature internationale, présenté au chapitre précédent.

Du point de vue des politiques publiques, la significativité statistique des effets de la taille des classes n'est toutefois pas le critère pertinent : c'est en rapportant le bénéfice retiré en terme de réussite scolaire au coût de la réduction de la taille des classes que l'on peut juger de l'opportunité de réduire la taille des classes. Si dans de nombreux cas une réduction de la taille des classes uniforme sur l'ensemble des écoles ne semble pas à même d'augmenter substantiellement le niveau moyen à un coût raisonnable (d'autres instruments sont sans doute plus efficaces de ce point de vue), le fait que les résultats des élèves les moins favorisés soient plus sensibles à la taille de la classe fréquentée plaide pour une utilisation ciblée de politiques de réduction de la taille des classes, à même de réduire sensiblement les inégalités de réussite scolaire. Nous présentons ainsi dans le chapitre 2 plusieurs simulations de réformes ciblées de la taille de classe tout au long du cursus scolaire français, basées sur les résultats de nos estimations par variables expérimentales.



# Chapitre 1

## Comment estimer l'impact de la taille des classes ?

### 1.1. Introduction

En France, les quarante dernières années ont vu la taille moyenne des classes connaître des évolutions importantes alors même que les connaissances sur l'impact réel des réductions de taille de classe sont longtemps restées très parcellaires. Dans les écoles primaires, la taille moyenne d'une classe était ainsi supérieure à 30 en 1960, pour descendre rapidement à environ 26 en 1970 et atteindre 23 élèves par classe en 2004, soit une diminution substantielle. Sur cette même période des années 1970, la taille moyenne des classes de collège a également diminué, bien que de manière moins spectaculaire, passant d'un peu plus de 26 élèves par classe à un peu plus de 24. Ces diminutions sont d'autant plus considérables, que les effectifs par classe dans les établissements scolaires français apparaissaient, en comparaison internationale, déjà relativement bas au début des années 1970. Dans les lycées, à l'inverse et malgré des évolutions importantes (et notamment l'augmentation rapide de la taille des classes à la fin des années 1970 et au début des années 1980, conséquence des réformes lancées une dizaine d'années auparavant), la taille moyenne des classes est restée inchangée, autour de 28 élèves par classes.

Les trois principaux traits de la période – augmentation globale des moyens alloués au secteur éducatif, concentration sur les écoles primaires et dans une moindre mesure sur les collèges, ciblage significatif sur les zones considérées comme prioritaires à partir du début des années 80 – peuvent donner lieu à plusieurs interprétations. Ils indiquent toutefois incontestablement une priorité donnée aux niveaux les plus précoces du système éducatif, avec comme sous-jacent implicite une représentation d'un impact de ces moyens d'autant plus grand qu'ils sont alloués tôt dans la scolarité. Les estimations présentées par la suite entreprennent de vérifier empiriquement cette hypothèse : elles comparent l'amplitude des

effets de la taille des classes au primaire, au collège puis au lycée, en utilisant une variable instrumentale fondée sur le seuil d'ouverture de classe.

Le premier volet (1.2.) de ce chapitre revient sur la littérature abondante traitant de l'impact de la taille des classes. Nous présentons ainsi les premières méta-analyses réalisées sur le sujet, comme les méthodes expérimentales et quasi-expérimentales qui permettent de traiter de manière plus satisfaisante le biais d'endogénéité de la taille de classe. Dans un second temps (1.3.), sont exposées les diverses sources de données, exhaustives ou échantillons représentatifs, qui seront utilisées pour la réalisation des analyses empiriques sur le primaire, le collège et les lycées dans les chapitres 1 et 2, ainsi que les richesses et faiblesses de chacune de ces sources. Puis, la partie 1.4. de ce chapitre présente des statistiques descriptives sur l'évolution de la taille des classes au primaire, dans les collèges et les lycées depuis les années 1960, le ciblage significatif des moyens qui s'est opéré en faveur des Zones d'Education Prioritaires.

La corrélation entre taille des classes et inégalités scolaires est présentée dans la partie 1.5, qui met en évidence la répartition non aléatoire des élèves de caractéristiques différentes entre des classes de tailles différentes, les meilleurs élèves étant affectés aux classes les plus chargées. Cette dernière partie confirme donc la forte endogénéité de la taille des classes par rapport aux résultats scolaires en France et appelle à une stratégie d'identification de l'impact de la taille des classes qui ne soit pas sujette aux biais que cette endogénéité implique.

La partie 1.6 permet enfin de vérifier l'existence de seuils d'ouverture et de fermeture de classe dans le contexte scolaire français et de préciser leur valeur par niveau et par type d'établissement, en vue d'une exploitation au chapitre 2.

## **1.2. Revue de littérature**

### **Que sait-on de l'impact des ressources sur la réussite scolaire ?**

Les économistes se sont intéressés relativement récemment au champ de l'éducation : la littérature concernant l'impact des ressources sur la performance scolaire, et en particulier celle dédiée à la question de l'impact de la taille des classes, s'est pour l'essentiel développée dans les trente dernières années, une partie importante de cet essor s'étant produit depuis la fin des années 1990. Il est permis de considérer que la connaissance de ces mécanismes a

considérablement progressé au cours de cette période récente. Le problème méthodologique central qui a dû être surmonté tient à l'affectation non aléatoire des élèves aux différentes tailles de classe : pour des raisons diverses, les meilleurs élèves ont tendance à fréquenter les classes les plus chargées. L'ensemble des avancées récentes a consisté à proposer des méthodes permettant de surmonter les difficultés d'identification que cette affectation non aléatoire implique.

## **Premiers résultats**

Les premières tentatives pour rendre compte empiriquement des effets des ressources sur la réussite scolaire ont pris la forme dans la littérature de l'estimation de fonctions de production d'éducation, par analogie avec les fonctions de productions de biens matériels. Le rapport Coleman (1966) marque une étape importante dans cet effort de quantification. L'étude visait à mesurer l'étendue de la ségrégation raciale dans les écoles américaines, mais la formidable masse de données collectée<sup>18</sup> a permis de nombreuses avancées au-delà de cet objectif initial. Au-delà des questions tenant aux méthodes économétriques mobilisées, une des limites des données collectées pour mesurer l'impact des ressources scolaires sur les résultats tient cependant à ce qu'elles ne proposent une mesure de la performance scolaire qu'à un seul point du temps (rendant impossible d'exploiter comme variable de contrôle la performance passée des élèves, meilleur prédicteur de la performance à un instant donné). De la même manière, les ressources dont il est question d'évaluer l'efficacité ne sont mesurées qu'au cours de l'année considérée. L'utilisation de données de panel dans les études plus récentes a permis de ce point de vue des avancées importantes. Plus généralement, les résultats des études réalisées à partir de la fin des années 1960 seront l'objet de vifs débats.

Des nombreuses et influentes revues de littérature et méta-analyses<sup>19</sup> publiées par Hanushek (1979, 1981, 1986, 1997, 2003) sur les études de cette période a été tirée la conclusion de l'absence d'impact des ressources des écoles sur la performance scolaire, et en particulier d'absence d'impact de la taille des classes. Analysant le même ensemble d'études empiriques, mais avec une technique d'intégration des résultats différente,

---

<sup>18</sup> L'échantillon fut constitué de 570 000 élèves, 60 000 enseignants dans 3 000 écoles, du milieu du primaire (3<sup>rd</sup> grade) à la fin du secondaire (12<sup>th</sup> grade).

<sup>19</sup> La première méta-analyse à grande échelle sur le sujet est l'œuvre de Glass et Smith (1979), qui analysent 77 études dans 12 pays (277 effets estimés étant synthétisés). Leur étude conclut à un effet moyen faible mais négatif, 60% des estimations analysées obtenant un effet négatif (les effets estimés par ces études sont compris entre -1,98% et 2,4% d'écart-type).

Greenwald, Hedges et Laine (1996a, 1996b) concluent cependant, à l'inverse, à une relation forte entre ressources économiques (en particulier la dépense par élève et la taille des classes, elles-mêmes fortement corrélées) et performance scolaire. Leur méta-analyse met également en lumière un impact fort et significatif des variables reflétant la qualité des enseignants (niveau d'éducation, formation, expérience). Hedges et al. montrent que la raison pour laquelle Hanushek parvient à la conclusion d'absence d'effet tient à sa méthode d'intégration des résultats, qui ne tient pas compte de l'intensité des effets, mais se contente de relever, de manière binaire, la présence ou l'absence d'effet significatif. Krueger (2003) formule le même type de critique, observant par ailleurs que Hanushek inclut fréquemment plusieurs estimateurs pour certaines études, notamment des estimateurs calculés sur des sous-populations d'élèves. Or les estimateurs calculés sur des sous-populations bénéficient d'effectifs moindres, rendant moins probable la détection d'effets significatifs. Krueger démontre que l'intégration d'un estimateur unique pour chaque stratégie d'identification amène à des résultats différents de ceux obtenus par Hanushek. Au final, malgré la grande popularité des études d'Hanushek, il apparaît que les méta-analyses réalisées par Hedges et al. ou Krueger reposent sur une méthodologie plus convaincante, et aboutissent à des conclusions diamétralement opposées, concluant à un effet moyen significatif des ressources scolaires en général, et de la taille des classes en particulier.

Au-delà de cette question (cruciale pour les méta-analyses) des techniques d'intégration des résultats, se pose celle des biais affectant chacun des estimateurs dont il est fait la synthèse. Or les études dont il s'agit souffrent le plus souvent de données ne permettant de contrôler qu'imparfaitement les différences de caractéristiques entre élèves d'une part<sup>20</sup>, et de stratégies d'identification ne tenant pas explicitement compte de l'endogénéité des ressources scolaires d'autre part. La littérature récente a justement eu pour objet de dépasser ces limites importantes.

### **Etudes expérimentales**

La voie la plus satisfaisante pour traiter ces biais consiste à recourir à une véritable expérience contrôlée, permettant de procéder dans un cadre expérimental à une assignation

---

<sup>20</sup> Dewey, Husted et Kenny (2000) montrent qu'au-delà de la stratégie d'identification, les questions de spécification des régressions s'avèrent cruciales quant à la conclusion des études ne traitant pas explicitement l'endogénéité de la variable. En particulier, ils montrent que l'inclusion du revenu des parents parmi les variables de contrôle, dans des études portant sur les Etats-Unis, tend à biaiser les coefficients estimés pour les ressources scolaires (dans un sens qui tend à les rendre non significatifs). Leur revue de la littérature et leur travail sur des données américaines aboutit à montrer que ce problème de spécification rend significativement moins probable (de 40%) la détection d'effets significativement positifs des ressources scolaires.

aléatoire des élèves aux classes. La plus convaincante de ces expérimentations, appelée Student/Teacher Achievement Ratio (STAR), a été menée dans le Tennessee à partir de 1985 et pendant quatre ans. Elle a porté sur un programme d'assignation aléatoire de près de 11 600 élèves de la maternelle au CE2 à des tailles de classe différentes<sup>21</sup>. La procédure totalement aléatoire d'assignation des élèves aux classes garantit une identification en principe non biaisée du véritable impact causal de la taille des classes sur la réussite scolaire.

L'expérimentation a mis en jeu trois groupes de traitement : des élèves de petites classes (13-17 élèves), de classes de taille « normale » (22-26 élèves) et de classes normales avec un enseignant assistant. Les écoles incluses devaient être de taille suffisante pour posséder une classe de chacune des trois catégories. Environ 80 écoles ont pris part à l'expérimentation, pour plus de 100 classes dans chaque groupe. A l'intérieur des écoles, élèves et enseignants ont été assignés aléatoirement entre les trois groupes de traitement. La plupart des élèves ont intégré l'expérimentation en grande section de maternelle ou en CP (1st grade), quelques uns entrant en deuxième ou troisième année d'école primaire. Au cours de la première phase de l'expérimentation, les élèves fréquentaient les classes auxquelles ils avaient été assignés jusqu'en 3rd grade, avec des mesures de performance scolaire à la fin de chaque année. Si l'expérimentation a duré 4 ans au total, parmi les 11 600 élèves concernés, la durée moyenne passée dans un des groupes de traitement est ainsi de 2,3 ans seulement (du fait de l'entrée dans l'expérimentation après un an d'environ la moitié de l'échantillon étant entrée et des sorties de l'expérimentation de certains élèves).

A la fin de la troisième année, les résultats montrent un avantage très net pour les élèves assignés aux petites classes, alors qu'il n'y a pas de différence significative entre les classes de taille normale avec un enseignant et celles bénéficiant d'un assistant additionnel (Finn et Achilles, 1990, 1999, Krueger, 1999). La ré-analyse des données de STAR par Krueger (1999) permet également de conclure à un impact non seulement significatif, mais quantitativement très important de la taille des classes sur la réussite scolaire. Exprimés en pourcentages d'écart-types de la distribution des scores, les coefficients obtenus dans le cadre du projet STAR s'avèrent même plus élevés que les résultats obtenus par Angrist et Lavy (1999)<sup>22</sup>. Un autre résultat remarquable tient à la différence quantitative entre l'impact

---

<sup>21</sup> Les 11 600 élèves concernés sont pour la plupart entré dans l'expérimentation en grande section de maternelle, et ont connu des classes de taille réduite pendant 4 ans. La moyenne de la durée de fréquentation a toutefois été de 2,3 ans seulement, car la moitié de l'échantillon est entrée dans l'expérimentation après un an, et du fait des sorties de l'expérimentation de certains élèves.

<sup>22</sup> Cf. notamment Krueger (1999). Comme le notent Angrist et Lavy (1999), leurs estimations moyennes obtenues pour l'ensemble des élèves (environ 2,5-3% d'un écart-type de score supplémentaire pour une

de la réduction de taille de classe selon l'ethnicité des élèves : Finn et Achilles (1999) comme Krueger (1999) obtiennent des effets deux à trois fois supérieurs pour les élèves appartenant à une minorité raciale.

Un avantage de ce dispositif expérimental tient au fait qu'il permet, au-delà de l'effet à très court terme (l'impact est en général mesuré grâce à un test passé à la fin de l'année dont on cherche à mesurer l'effet, ou au début de la suivante), de se prononcer sur la durabilité des effets, le design expérimental ne laissant aucun doute sur l'interprétation à donner aux résultats. Krueger et Whitmore (2001) ont ainsi pu utiliser les données de STAR pour estimer les effets à long terme de l'expérimentation. A la fin de l'expérimentation, les élèves concernés sont retournés dans le « droit commun » du système scolaire et ont fréquenté des classes de taille normale pendant le reste de leur scolarité. Krueger et Whitmore estiment l'effet de la taille de classe fréquentée sur les résultats à la fin du collège (8th grade), et sur les résultats aux tests standardisés passés pour l'entrée dans le supérieur<sup>23</sup>. Il apparaît que quatre ans après leur retour dans des classes de taille conforme à la moyenne, l'effet d'avoir fréquenté des classes de taille réduite persiste. S'il reste significatif, l'effet estimé quatre ans après la sortie de l'expérimentation est d'une amplitude environ deux fois moins élevée que celui mesuré immédiatement à la sortie. Les auteurs mesurent également la probabilité pour les élèves de passer les tests standardisés de fin de lycées (SAT ou ACT), qui sont exigés dans la plupart des établissements d'enseignement supérieur américains, et dont le passage ne concerne qu'un peu moins de la moitié des élèves (le pourcentage de ceux qui passent l'un ou l'autre test s'établit environ à 42% dans l'échantillon de STAR). Le simple fait de passer ce test constitue ainsi, dans le contexte américain, un indicateur précieux des aspirations scolaires, en même temps que le résultat des performances scolaires au lycée. Il apparaît que la proportion d'élèves passant l'un de ces tests est significativement plus élevée parmi les élèves ayant fréquenté les petites classes de l'expérimentation, à 43,7% contre 40% pour les deux autres groupes expérimentaux. Les résultats à ces tests sont également, une fois ajustés des phénomènes de sélection<sup>24</sup>, sont également significativement supérieurs pour les élèves ayant fréquenté les petites classes. La

---

réduction d'un élève par classe) se placent plutôt dans la moyenne basse des estimations issues du projet STAR.

<sup>23</sup> "SAT Reasoning Test" (anciennement dénommé "Scholastic Aptitude Test" ou ACT (American College Testing)).

<sup>24</sup> Le traitement (taille de classe réduite) a ici un effet sur l'indicateur de résultat (score au SAT ou ACT) qui est conditionné par le fait d'avoir passé le test. Or ce test n'est pas obligatoire, et le traitement a également un impact sur la probabilité de le passer, comme expliqué plus haut, impliquant que les élèves marginaux qui vont passer le test, plus faibles que la moyenne, tirent le score moyen vers le bas. Krueger et Whitmore proposent deux procédures pour tenir compte de cet effet, qui produisent des résultats remarquablement proches.

durabilité des ces effets est confirmée par l'étude de la probabilité de redoublement au cours de la scolarité des élèves ayant fréquenté les petites classes, qui s'avère significativement moins élevée (Pate-Bain et al., 1997). Ces résultats sont d'autant plus remarquables que les études permettant de tester la durabilité d'effets de ressources scolaires ou de programmes spécifiques sont rares, et s'avèrent généralement décevantes, les effets mesurés étant le plus souvent non significatifs.

Si la démarche expérimentale est incontestablement la plus fondée, les résultats de telles expérimentations ne sont toutefois pas exempts de critiques, pour des raisons tenant aux conditions de déroulement de l'expérimentation d'une part (le protocole idéal se heurte inmanquablement à des compromis avec la réalité) et à la conscience qu'ont les acteurs de participer à une expérimentation d'autre part.

Une première critique des résultats de l'expérimentation STAR porte sur le design expérimental lui-même. Goldstein et Blatchford (1998) notent par exemple des problèmes de réallocation d'élèves (de niveau inférieur au niveau moyen) des petites aux grandes classes, susceptibles de conduire à surestimer l'effet de la taille de classes. Hanushek (1999) ou Hoxby (2000) expriment également la possibilité de biais tenant à l'impossibilité de mettre en œuvre un protocole idéal dans lequel les élèves intègreraient un groupe en première année pour ne plus le quitter au cours des quatre années d'expérimentation. 48% de l'échantillon initial est ainsi resté dans le groupe auquel il était initialement assigné pendant la durée totale de l'expérimentation. La mobilité des élèves, l'entrée progressive dans le programme, tout comme les réallocations entre les différents groupes sont source de biais potentiels. Un problème classique des expérimentations de ce type, lorsque le suivi des élèves concernés se déroule sur plusieurs années, tient en particulier aux phénomènes d'attrition. Outre l'impact de la diminution du nombre d'observations en terme de précision statistique, ils peuvent conduire à réintroduire un biais de sélection si l'attrition touche de manière différentielle des groupes initialement comparables. Concernant l'attrition différentielle, il apparaît que les tendances générales soient relativement semblables dans les différents groupes expérimentaux, et que la principale différence consiste en ce que les élèves sortant de l'échantillon des petites classes ont en fait des performances légèrement supérieures à celles des élèves sortant de l'échantillon des classes de taille moyenne (Nye, Hedges, et Konstantopoulos, S., 1999). Toutefois, l'analyse minutieuse par Krueger (1999) de l'impact de ces déviations par rapport à un protocole idéal montre que l'effet positif des petites classes est bien causal.

Un second point critique de ces expérimentations est qu'à la différence des évaluations dans le domaine médical, menées en double aveugle (ni le médecin ni les patients ne savent qui a reçu le traitement et qui a reçu le placebo), les expérimentations menées dans les écoles le sont généralement en « zéro aveugle » (Hanushek, 1998), dans la mesure où enseignants et élèves sont conscients de participer à une expérimentation. Ici, les acteurs de l'expérimentation sont non seulement informés de leur participation, mais connaissent également le groupe auquel ils ont été affectés. Au-delà de l'effet de l'observation sur le comportement de ces acteurs (« Hawthorne effect »), les enseignants sont ainsi susceptibles d'avoir un comportement différent lorsqu'ils sont affectés au groupe témoin (classes de taille normale) par rapport au groupe des classes de petite taille. Le sens de la résultante de ces biais n'est pas nécessairement univoque. D'une part, les enseignants des petites classes peuvent être amenés à fournir un effort plus grand afin de favoriser un impact plus élevé des petites classes, la perspective de généralisation d'une réduction de taille de classes étant pour eux positive. Hoxby (2000) note que l'effet de la taille de classe est un effet potentiel : une taille de classe inférieure offre l'opportunité d'un enseignement plus efficace, que les enseignants peuvent être plus ou moins incités à saisir. En cela, l'expérimentation modifie les incitations que les enseignants des petites classes reçoivent. A l'inverse, il est également concevable que les enseignants des classes de taille normale fournissent un effort supérieur afin de surmonter ce qui est perçu comme un désavantage (« John Henry effect »).

L'expérimentation de dédoublement de cours préparatoires menée en France en 2002-2003 semble également avoir conduit à des résultats positifs du même ordre que STAR<sup>25</sup>, mais à court terme seulement : on observe pour les élèves placés dans des CP à taille fortement réduite (10-12 élèves par classe au lieu de 20-24) une progression significative des scores obtenus en fin de CP, du même ordre que les effets obtenus dans la présente étude. Le résultat décevant de cette expérimentation novatrice en France est cependant que cette progression semble avoir totalement disparu un an plus tard lorsque sont de nouveau mesurés les scores des deux groupes en fin de CE1. Une interprétation possible est que pour avoir un impact durable les réductions de tailles de classes doivent s'appliquer pendant au minimum quelques années au cours des petites classes du primaire, et non pas

---

<sup>25</sup> Cf. Ministère de l'Éducation Nationale (2005), tableau 3 : en fin de CP, les élèves placés en CP à taille réduite obtiennent un score de 3,7 points supérieur à ceux placés en CP en taille normale, soit près de 30% d'un écart-type de la distribution des scores pour une réduction de taille de classe d'environ 10 élèves, soit un impact pour une réduction d'un élève de l'ordre de 3% d'un écart-type (à supposer que l'assignation initiale entre les deux types de CP était effectivement aléatoire).

uniquement en CP<sup>26</sup>. Il n'est toutefois pas exclu que les résultats relativement décevants de cette expérimentation s'expliquent par les conditions de son déroulement, et notamment par les modalités de choix des classes test et témoin. C'est en effet aux recteurs des dix académies dans lesquelles la proportion d'écoles en ZEP était la plus élevée qu'a été laissé le choix de proposer une centaine de classes test et autant de classe témoin. Un seul critère assurant la comparabilité des deux populations se trouvait défini a priori : les unes et les autres devaient être situées dans des écoles où la moitié des élèves de CE2 ont des résultats qui les situent parmi les 20% des élèves les plus faibles aux évaluations nationales<sup>27</sup>. Rien ne permet ainsi d'affirmer que les caractéristiques non observables des écoles choisies comme groupe de contrôle étaient les mêmes que celles du groupe test<sup>28</sup>. Au contraire, l'examen des caractéristiques observables des élèves à l'entrée dans l'échantillon montre des différences importantes entre les caractéristiques des élèves ayant bénéficié des CP à effectifs réduits et celles des élèves du groupe témoin. Cet examen fournit une intuition du sens des biais qui peuvent affecter les coefficients estimés : il révèle que les élèves du groupe test (CP à effectifs réduits) ont, lorsque les moyennes diffèrent, le plus souvent des caractéristiques statistiquement moins favorables à la réussite scolaire<sup>29</sup>. Les conditions de déroulement de cette expérimentation montrent et le manque de fiabilité des résultats obtenus montrent tout l'intérêt des protocoles randomisés pour garantir la comparabilité des échantillons test et témoin. La détermination de ces deux populations par les acteurs locaux, fondée sur l'intuition (souvent justifiée) que la connaissance fine du contexte permet d'identifier convenablement des populations comparables, se heurte à la tentation souvent constatée (elle aussi justifiée) de répartir les ressources supplémentaires allouées

---

<sup>26</sup> Nous ne pouvons étudier correctement cette question de la durabilité des effets dans le cadre de ces travaux, faute de données adéquates pour identifier séparément l'effet des différents niveaux (cf. infra). La très forte colinéarité de la variable instrumentale utilisée pour la même cohorte aux différents niveaux (les mêmes effets de seuil se répètent souvent aux différents niveaux pour la même cohorte) pose un problème qui ne peut être résolu qu'en se concentrant sur les élèves changeant d'école, sous-échantillon trop réduit - et potentiellement biaisé - pour produire des estimations convaincantes. Ce problème n'est pas spécifique aux travaux présentés ici, mais concerne l'ensemble des études quasi-expérimentales reposant sur un instrument corrélé dans le temps, en particulier l'ensemble des études exploitant les seuils d'ouverture et de fermeture de classe. Il explique en grande partie la rareté des résultats quant à la durabilité des effets.

<sup>27</sup> Cf. Ministère de l'Éducation Nationale (2005), p.1.

<sup>28</sup> En particulier, il est assez plausible que les écoles volontaires pour l'expérimentation sont prioritairement celles qui en ont le plus besoin (à caractéristiques observables données). En outre, diverses difficultés (« lassitude des enseignants », « mouvements sociaux du printemps 2003 ») ont conduit à de fortes déperditions enregistrées à chaque nouvelle phase de l'expérimentation, ce qui peut potentiellement biaiser l'estimation : sur environ 2000 élèves de CP sélectionnés en octobre 2002, seuls 678 élèves ont pu être suivis jusqu'en juin 2004 (cf. Ministère de l'Éducation Nationale (2005), p.2).

<sup>29</sup> Ainsi, la PCS des parents diffère notablement entre les deux groupes. 49,2% des élèves du groupe test ont par exemple un père ouvrier, contre 39,5% des élèves du groupe témoin. Le français est la langue maternelle de 63,8% des élèves du groupe test, contre 71,1% pour le groupe témoin. 30,6% des élèves du groupe test ont été scolarisés à deux ans, contre 21,7% des élèves du groupe témoin (cf. Ministère de l'Éducation Nationale (2005), p.6)

par l'expérimentation aux élèves en ayant le plus besoin, biaisant par là même les résultats de l'expérimentation. Il est ainsi regrettable qu'alors que des moyens considérables ont été alloués à une expérimentation unique par son ambition, la démarche expérimentale ne soit pas respectée scrupuleusement, retirant aux résultats leur capacité à identifier l'impact propre de la taille de classe sur les résultats scolaires des élèves. De fait, alors que STAR a engendré des débats considérables et inspiré des réformes à très large échelle aux Etats-Unis, à l'image des programmes de réduction de taille de classe menés en Californie et en Floride (cf. supra), on peut penser que le caractère contestable de ces résultats n'a pas aidé à imposer dans le débat public des éléments de preuve empirique quant à l'efficacité d'une action sur les ressources des écoles en France.

### **Etudes quasi-expérimentales**

Les études fondées sur un dispositif expérimental de cette nature sont malheureusement extrêmement rares du fait de la difficulté à mobiliser les acteurs et les fonds nécessaires au montage d'une expérimentation à une telle échelle. Etant donné la taille des effets à mesurer, les échantillons à considérer sont nécessairement de grande taille, et il est peu aisé d'imposer aux acteurs du système éducatif l'assignation aléatoire des élèves aux classes et aux enseignants qu'une telle étude requiert, même pour la durée de l'expérimentation. On comprend ainsi que la plupart des résultats empiriques de la littérature internationale proviennent d'études non expérimentales.

Dans la recherche d'une prise en compte plus satisfaisante des biais liés à l'endogénéité de la taille des classes, d'autres études avaient eu recours dès le milieu des années 1990 à des approches de variables instrumentales. Akerhielm (1995) utilise ainsi la taille de classe moyenne dans l'école et les effectifs totaux du niveau de l'élève dans l'école comme instruments pour la taille de classe de l'élève. Cette stratégie permet de purger l'effet estimé de l'endogénéité de l'affectation des élèves entre classes dans une même école. Cet instrument échoue cependant à prendre en compte l'endogénéité de la taille de classes provenant d'une répartition non aléatoire des élèves entre écoles. Sur un panel représentatif de collégiens américains (24 000 élèves de 8th grade), les résultats obtenus pointent un impact négatif et significatif d'une augmentation de la taille de classe sur les résultats dans toutes les matières considérées (mathématiques, anglais, histoire, sciences).

Cette stratégie a notamment été reprise et complétée par plusieurs auteurs, parmi lesquels Wössman et West (2006), qui tirent profit des données du Third International

Mathematics and Science Study (TIMSS) pour estimer l'effet de la taille des classes sur les performances en mathématiques et en sciences dans 11 pays<sup>30</sup>. La stratégie d'identification mobilisée consiste à instrumenter la taille de classe de l'élève par la taille de classe moyenne de l'établissement afin de purger l'impact estimé des effets de sélection intra-établissements, à l'image de l'article d'Akerhielm (1995), et de tenir compte des effets de sélection inter-établissement en estimant des effets fixes d'écoles (ce qu'autorise la présence de deux cohortes successives d'élèves dans les données<sup>31</sup>). L'association entre taille des classes et résultats aux tests, tels qu'estimée tout d'abord par des régressions de weighted least squares (WLS) est positive et significative dans 10 cas<sup>32</sup>, non significativement différente de zéro dans 11 cas (positive dans 9, négative dans 2), et significativement négative dans un cas. Il faut toutefois souligner que les données dont disposent les auteurs sont moins riches que celles des panels français, les contrôles utilisés n'incluant pas, par exemple, de mesure de performance passée de l'élève. Une fois appliquée leur stratégie d'identification, l'association positive disparaît, mais seulement 4 coefficients estimés sont négatifs et significatifs. 17 de ces coefficients apparaissent non significativement différents de zéro (8 négatifs, 9 positifs), et un reste positif et significatif. Concernant la magnitude des effets, aucun effet estimé n'est aussi substantiel en termes absolus que celui estimé par Krueger (1999), soit -3% d'un écart type par élève supplémentaire. On peut rejeter l'hypothèse d'égalité avec cet effet au seuil de confiance de 5% pour 15 des 22 coefficients estimés. L'impact estimé sur les résultats en sciences est lui très proche de zéro. Concernant la France, le coefficient estimé par les WLS pour la France est positif en mathématiques et en sciences, mais n'est significatif qu'en mathématiques. Cette association positive résiste à l'inclusion d'effets fixes d'école, et reste significative en mathématiques. L'estimation par variables instrumentales et effets fixes modifie ici sensiblement le tableau : si l'effet estimé en sciences reste très proche de zéro (non significatif), un effet substantiel est estimé en mathématiques, négatif et significatif. Il est à noter que l'amplitude de cet effet est la plus forte en termes absolus des 22 coefficients estimés, à -2,7% d'un écart-type.

Dobbelsteen, Levin et Oosterbeek (2002) exploitent également des discontinuités dans la relation liant l'effectif du niveau de l'élève et la taille des classes aux Pays-Bas. L'instrument utilisé tire bénéfice des règles liant les effectifs totaux d'une école au nombre

---

<sup>30</sup> Belgique, Canada, République Tchèque, France, Grèce, Islande, Portugal, Roumanie, Singapour, Slovénie, Espagne.

<sup>31</sup> Les classes incluses à l'étude sont les deux niveaux adjacents contenant le plus d'élèves de 13 ans, en France, les classes de cinquième et de quatrième.

<sup>32</sup> Nombre de coefficients estimés (pays\*matière).

d'enseignants par école dans le système éducatif néerlandais. Ces règles créent également une discontinuité dans la relation entre le nombre d'élèves scolarisés dans l'école<sup>33</sup> et la taille de classe moyenne. La différence entre l'instrument utilisé par ces chercheurs et celui exploité ici tient tout d'abord à l'ampleur des variations de taille de classe aux points de discontinuité : là où une règle de taille de classe maximale de 30 élèves, par exemple, implique des variations de 30 à 15,5 élèves de la taille de classe moyenne à la première discontinuité, les variations qu'implique la règle de répartition des moyens utilisée ici ne dépassent pas un à deux élèves. Elle tient par ailleurs au nombre de ces variations exogènes : plus petites par leur ampleur, elles sont en revanche beaucoup plus nombreuses. Les résultats de leurs estimations les amènent à conclure à une absence d'impact de la taille de classe, voire dans certains cas à des effets positifs d'une augmentation de l'effectif. Leur interprétation de ces résultats met en jeu deux effets concurrents : d'une part, l'effet (négatif) d'une augmentation de la taille de classe sur le nombre d'élèves par enseignant, et d'autre part, l'effet (positif) de cette augmentation sur la probabilité de bénéficier d'effets de pairs positifs du fait de la présence d'élèves de niveau scolaire comparable. L'impact estimé de la taille de classe est ainsi systématiquement affecté par l'introduction dans leurs régressions d'une variable mesurant le nombre d'élèves de QI comparable, devenant négatif dans certaines spécifications.

Heinesen (2010) propose une nouvelle stratégie d'identification utilisant la variation dans le temps de la taille des classes spécifiques à une matière. Cette variation intra-école fournit une source de variation aléatoire de la taille de classe et permet de contrôler pour d'autres sources de sélection en utilisant les scores obtenus par l'élève dans d'autres matières. Appliquant cette stratégie à des données administratives pour les écoles danoises, l'auteur obtient des effets significatifs et substantiels (de l'ordre de 3% d'un écart-type) de la taille de classe sur les scores en français. Les effets sont significativement plus importants pour les élèves les plus faibles, ainsi que pour les garçons.

Parmi les stratégies d'identification les plus convaincantes, l'approche consistant à exploiter les seuils d'ouverture et de fermeture de classe, initiée par l'article séminal d'Angrist et Lavy (1999) a probablement été la plus influente, par la teneur de ses résultats d'une part, par le fait qu'elle a engendré un vaste courant de la littérature d'autre part.

---

<sup>33</sup> Contrairement à l'instrument utilisé ici et par Angrist-Lavy, basé sur l'effectif par niveau, l'instrument exploité par Dobbelsteen, Levin et Oosterbeek repose sur l'effectif total de l'école.

Angrist et Lavy (1999) exploitent une règle administrative déclenchant l'ouverture et la fermeture de classes dans les écoles primaires en Israël. La taille des classes dans les écoles publiques en Israël est encore aujourd'hui en partie déterminée par une règle proposée au 12<sup>ème</sup> siècle par le philosophe Maïmonide. Selon la règle édictée, jusqu'à 40 élèves peuvent être placés dans la même classe. En conséquence, si une école compte 40 élèves scolarisés à un niveau, la taille de classe sera de 40. Si un élève supplémentaire vient à être scolarisé dans ce niveau, une classe supplémentaire sera créée, et la taille de classe moyenne chutera à 20,5 élèves. Lorsque l'effectif du niveau grimpe jusqu'à atteindre 80, le nombre de classes reste égal à deux, et la taille de classe moyenne grimpe jusqu'à 40. Le 81<sup>ème</sup> élève entraîne la création d'une troisième classe, de sorte que la taille de classe moyenne tombe à 27, etc. L'application de la règle de Maïmonide amène à une relation discontinue entre l'effectif par niveau et la taille de classe. En pratique, la taille de classe n'est pas toujours strictement appliquée, et des déviations locales par rapport à cette règle peuvent toujours être constatées. Mais dès lors que la taille de classe effective est partiellement déterminée par cette règle, elle crée une source crédible de variation exogène de la taille de classe fréquentée. Cette source permet de construire une variable instrumentale qui expurge la taille des classes effective de sa composante endogène. Angrist et Lavy (1999) utilisent cette source de variation de la taille des classes en Israël pour identifier son effet sur les résultats scolaires à trois niveaux des écoles primaires israéliennes. Ils régressent les résultats scolaires moyens de la classe sur les caractéristiques de l'école et de la classe (dont une variable indiquant le pourcentage d'élèves d'origine défavorisée) ainsi que sur la taille de classe. Cette équation est estimée séparément pour les classes équivalentes au CE2, CM1 et CM2 (3<sup>rd</sup>, 4<sup>th</sup> and 5<sup>th</sup> grades) par une régression de moindres carrés ordinaires (OLS) d'une part et en utilisant une stratégie de variables instrumentales d'autre part. Les résultats de l'estimation OLS montrent un effet significativement positif de l'augmentation de la taille de classe sur les scores obtenus en mathématiques et en lecture quand aucun contrôle de l'origine sociale n'est inclus. Les effets estimés en OLS sont nettement inférieurs (mais certains restent significativement positifs) lorsqu'une variable d'origine sociale est ajoutée à la spécification. Pour les classes de 4<sup>th</sup> et 5<sup>th</sup> grades, la stratégie de variable instrumentale modifie radicalement les résultats : pour l'ensemble des spécifications, l'effet d'une augmentation de la taille de classe sur les scores en mathématiques et en lecture devient significativement négatif. Ce n'est toutefois pas le cas pour la classe de 3<sup>rd</sup> grade, où l'effet n'est pas significativement différent de 0. Angrist et Lavy interprètent ce fait en notant que l'effet de la taille de classe opère de manière cumulative : il est probable que les élèves

fréquentant une petite classe en CM2 aient également fréquenté de petites classes les années précédentes, car la taille de la cohorte du même âge reste sensiblement la même en espérance (aux déménagements et redoublements près).

Hoxby (2000a) propose deux stratégies d'identification indépendantes, exploitant également l'existence de règles d'ouverture de classes aux Etats-Unis. Sa première stratégie isole la part aléatoire des variations démographiques au niveau de l'école, qui cause des variations exogènes de la taille de classe. Sa seconde méthode se rapproche de celle développée par Angrist et Lavy (1999), dans une version dynamique : elle exploite les changements discontinus de taille de classe qui surviennent lorsque les variations de l'effectif total par niveau d'une école conduit à franchir un seuil d'ouverture ou de fermeture de classe. Les conclusions des deux stratégies se rejoignent quant à l'absence d'effet de la taille de classe. Ses estimations sont suffisamment précises pour permettre d'exclure l'existence d'effets de taille modeste (supérieurs à 1,5% d'un écart-type par élève supplémentaire). Parmi les études proposant des stratégies d'identification crédibles, l'article d'Hoxby (2000a) est un de ceux dont les conclusions entrent le plus frontalement en désaccord avec celles de Krueger (1999) et Angrist et Lavy (1999). L'interprétation proposée par Hoxby pour expliquer les effets de l'expérimentation STAR conduit à remettre en cause les résultats même de toute expérimentation : les participants à l'expérimentation ayant conscience d'être évalués, leur comportement est modifié par le cadre expérimental, qui leur donne des incitations à un effort plus important.

Urquiola (2006) étudie l'effet de la taille des classes dans le contexte des écoles primaires rurales en Bolivie. Il se concentre tout d'abord sur les écoles possédant une seule classe, où une allocation non aléatoire entre classes est de fait impossible. Ces écoles sont par ailleurs susceptibles d'être dans une situation proche d'un monopole local, réduisant notablement les possibilités de choix parental entre écoles. L'argument de l'auteur est donc que les biais de sélection liés à la fréquentation des petites classes se trouvent réduits dans ce contexte, ce qui est confirmé par l'examen des caractéristiques observables des élèves (reste toutefois la possibilité d'une sélection sur les inobservables). L'auteur utilise par ailleurs un instrument à la Angrist-Lavy (1999), la taille maximale de classe appliquée dans ces écoles étant de 30 élèves. Les résultats obtenus pour les élèves de 3rd grade révèlent un effet estimé de la taille des classes négatif avec les deux stratégies, et dans les deux matières considérées (mathématiques et langage). Les estimateurs de variables instrumentales montrent toutefois un effet plus important en valeur absolue, qui se situe dans la fourchette

(très) haute des résultats obtenus dans la littérature internationale (équivalent à environ - 3,5% d'écart-type par élève supplémentaire).

Jakubowski et Sakowski (2006) utilisent également l'existence d'une règle (informelle) de taille de classe maximale dans les écoles primaires polonaises. Ils développent une première stratégie où l'instrument utilisé est la taille de classe moyenne dans l'école (qui permet de purger l'effet d'une allocation non aléatoire entre classes à l'intérieur des écoles), les différences entre écoles et entre unités géographiques étant contrôlées à l'aide d'effets fixes (soit une stratégie proche de Wössmann et West (2003, 2006) ou Akerhielm (1995)). La seconde stratégie repose sur un instrument à la Angrist-Lavy (1999), la règle de taille de classe maximale étant appliquée à trois niveaux des écoles primaires polonaises. Leurs résultats, de manière classique, indiquent que l'association positive entre taille de classe et résultats scolaires qui subsiste dans leurs régressions OLS disparaît dès lors qu'ils tentent de tenir compte de l'endogénéité de la taille de classes. Le second enseignement important est que les deux stratégies, dans ce contexte, produisent des résultats proches, l'impact estimé étant pour toutes les classes significativement négatif, et les deux coefficients estimés non significativement différents. L'amplitude de l'effet estimé apparaît cependant moindre que dans les résultats obtenus par Krueger (1999) ou Angrist et Lavy (1999).

Browning et Heinesen (2007) mettent en évidence, au Danemark, un effet important et négatif de la taille de classe sur le niveau d'études atteint (mesuré en années d'éducation), tirant profit de l'existence d'une règle de taille de classe maximum (à 24 élèves par classe). Les auteurs estiment également l'impact du ratio nombre d'élèves / nombre d'heures d'enseignement hebdomadaires, l'instrument utilisé étant dérivé d'une règle administrative au niveau des communes. L'intérêt de cette seconde mesure des ressources tient au fait que l'utilisation de la taille de classe comme mesure des ressources scolaires tend à biaiser l'estimation dans le sens d'une absence d'effet s'il existe une allocation d'heures supplémentaires aux classes les plus grandes, dans une logique compensatoire. La seconde mesure proposée, ramenant le nombre d'élèves au nombre d'heures d'enseignement disponibles, est exempte de cette critique. L'impact de cette seconde mesure est également significativement négatif. S'ils ne sont pas estimés très précisément, ces effets semblent d'une amplitude importante (bien que non directement comparables à la plupart des effets estimés dans la littérature internationale, du fait de la différence d'indicateur de résultat).

Leuven, Oosterbeek et Rønning (2008) exploitent également l'existence d'une règle de maximum de taille de classe en Norvège, dans un esprit proche d'Angrist et Lavy (1999)

d'une part, et de Hoxby (2000a) d'autre part. L'impact est mesuré à un niveau équivalent à la fin du collège (9th grade) en mathématiques, anglais et norvégien. Les résultats tendent à montrer une absence d'effet, et permettent d'exclure un impact supérieur à 1,5% d'écart-type pour une variation d'un élève de la taille de classe durant six ans, soit un effet relativement modeste. Cette conclusion est vraie pour les deux méthodes d'identification. Par ailleurs, les auteurs ne trouvent trace d'un effet significatif de la taille de classe pour aucun sous-groupe (en divisant leurs échantillons selon le genre ou selon l'origine sociale), ni pour différentes caractéristiques des enseignants.

### **Résultats pour la France**

La recherche sur la taille des classes en France a connu un développement beaucoup plus récent. Il semble que les premières investigations statistiques de cette question remontent à la fin des années 1970, les premières études étant l'œuvre d'inspecteurs de l'éducation nationale (Meuret, 2001). Les chercheurs, en sciences de l'éducation principalement, ne commencent à traiter cette question de manière statistique qu'à partir de la fin des années 1980, et encore la question n'est-elle traitée que dans le cadre d'études à visée plus générale, cherchant à déterminer la part des différents déterminants dans la progression des élèves. Aucune étude ne semble traiter explicitement le problème d'endogénéité de la variable taille de classe, se contentant de contrôler des différences observables entre élèves disponibles, sur des échantillons souvent de taille réduite, représentatifs à un niveau très local. Les résultats de ces études apparaissent contrastés. Si certaines (Mingat, 1991) obtiennent des effets (négatifs) de taille conséquente en français au Cours Préparatoire (CP), nombreuses sont celles qui concluent à l'absence d'effet, voire à des effets légèrement positifs (Suchaut, 1997, Suchaut et Le Bastard, 2000). Meuret (2001) tire de sa revue de la littérature française un certain scepticisme quant à l'existence d'effets significatifs, en dehors des premiers niveaux de l'école primaire. Cette conclusion est cependant à relativiser, les limites méthodologiques de la plupart de ces études, qui ne proposent pas de traitement explicite des biais liés à l'endogénéité de la variable taille des classes, ne permettant pas une identification satisfaisante des effets en question. Ils montrent cependant que l'association positive entre taille des classes et performance scolaire disparaît généralement lorsque l'on se contente d'intégrer les variables de contrôle disponibles (dont la richesse est par ailleurs souvent bien moindre que celles disponibles dans les panels réalisés par la Direction de l'Évaluation, de la Prospective et de la Performance au Ministère de l'Éducation Nationale) dans des régressions de moindres

carrés ordinaires, ce qui est le cas de la plupart de ces études. Il est par ailleurs notable que la très grande majorité des études françaises, jusqu'aux années 2000, concernaient presque exclusivement les écoles primaires.

Plus proche de la méthodologie qui sera suivie ici, Gary-Bobo et Mahjoub (2010) mettent également en œuvre une stratégie d'identification fondée sur une exploitation attentive des seuils d'ouverture et de fermeture de classe dans les collèges français, en proposant plusieurs instruments dérivés de l'existence de ces seuils. L'indicateur de résultat comme la méthode d'estimation diffèrent toutefois de notre étude, les auteurs estimant l'impact de la taille de classe sur la probabilité de redoublement pour les transitions dans la classe supérieure à la fin de chaque niveau des collèges, à l'aide des données du panel secondaire 1995 réalisé par la Direction de l'Évaluation, de la Performance et de la Prospective au Ministère de l'Éducation Nationale (MEN-DEPP). Les auteurs obtiennent ainsi un impact significativement négatif de la taille de classe pour les classes de 6<sup>ème</sup> et de 5<sup>ème</sup>. L'ampleur des effets paraît importante aux premiers niveaux du collège : elle conduit à conclure qu'une réduction de la taille des classes de 10 élèves en sixième amènerait à une égalisation de la probabilité de redoublement des enfants de cadres et d'ouvriers. Une autre conclusion intéressante tient à l'évolution de l'ampleur de ces effets : significatifs pour les classes de sixième et de cinquième, l'effet estimé n'est plus significativement différent de 0 pour les classes de quatrième et de troisième.

Enfin, Bressoux, Kramarz et Prost (2009), dans un article principalement consacré à l'impact de la formation des enseignants sur les résultats d'élèves de CE2 dans les écoles françaises, tirent profit de leur stratégie d'identification pour estimer l'impact de la taille de classes. Leur stratégie est également quasi-expérimentale, et se base sur la comparaison de classes auxquelles sont assignés les enseignants l'année suivant leur admission aux concours de recrutement. Les auteurs constatent que si la taille de classe est bien corrélée aux résultats à l'entrée en CE2 lorsque l'on considère l'échantillon entier (classes auxquels sont affectés les enseignants débutants et expérimentés), cette corrélation disparaît lorsque l'on restreint l'échantillon aux classes auxquelles a été affecté un enseignant débutant (y compris sans contrôler des caractéristiques observables des élèves). Leur stratégie repose ainsi sur l'hypothèse selon laquelle il n'existe au sein de ces classes (sur lesquelles porte l'estimation) aucune corrélation entre taille de classe et caractéristiques non-observables (hypothèse non testable). L'impact ainsi estimé se situe dans la fourchette haute des résultats identifiés dans la littérature internationale, et en particulier très proche de l'amplitude des effets identifiés dans le cadre de l'expérimentation STAR, à environ 3% d'un écart-type. Cet effet n'est par

ailleurs pas significativement différent en français et en mathématiques. Un autre résultat intéressant de cette étude concerne l'effet différentiel de la taille des classes selon le niveau des élèves, les auteurs différenciant l'hétérogénéité entre classes et à l'intérieur des classes : dans les deux cas, l'impact de la taille de classe est plus fort pour les élèves et les classes les plus faibles (cette différence d'impact étant plus marquée en mathématiques qu'en français). Les résultats indiquent un effet considérablement plus élevé pour les écoles situées en ZEP : l'effet estimé sur les résultats en français est de l'ordre de 5% d'un écart-type, et celui en mathématiques s'élève à 8% d'un écart-type. Les auteurs confirment leurs résultats en mobilisant comme instrument la taille moyenne des classes dans l'école, tenant ainsi compte de l'allocation non aléatoire entre classes dans les établissements, et en utilisant un instrument de taille maximale de classe. Les résultats confirment ceux obtenus avec leur stratégie initiale : l'impact moyen de la taille de classe s'établit autour de 2,5% d'un écart-type.

### **Conclusion et perspectives**

Les méta-analyses des premières études montrent ainsi un effet de la réduction de la taille des classes positif, alors même qu'elles apparaissent le plus souvent mal contrôlées et mal identifiées, affectées par un biais systématique qui pousse à conclure à l'absence d'effet. La littérature récente a permis des progrès considérables dans le traitement de ces biais, et un nombre conséquent d'études parvient à identifier des effets moyens de l'ordre de -2,5 à -3% d'un écart-type<sup>34</sup>, ordre de grandeur souvent constatés dans la littérature récente.

Un fait se trouve désormais bien établi : les résultats des élèves les plus faibles et des classes les plus défavorisées sont les plus sensibles à la taille des classes. Aucune étude ne montre un résultat inverse, et la plupart des études se consacrant à l'hétérogénéité des effets parviennent à cette conclusion. Une autre tendance importante tend à se dégager, qui met en lumière des effets plus importants aux niveaux les plus précoces de la scolarité (peu d'études permettent toutefois véritablement de comparer des effets à plusieurs niveaux).

Cette revue de la littérature s'est (volontairement) peu intéressée aux conclusions de politique économique à tirer de ces estimations. Il ne suffit bien évidemment pas que l'effet d'une réduction de la taille des classes soit positif pour en faire une mesure de politique

---

<sup>34</sup> Il est logique que les effets significativement différents de zéro se concentrent au-delà de -1,5% à -2%, la capacité de détection statistique de la majeure partie des estimations ne permettant souvent pas de détecter des effets inférieurs.

publique désirable. De fait, les auteurs des études citées se risquent rarement à des analyses coût-bénéfice en bonne et due forme. L'exercice nécessite de recourir à un nombre d'hypothèses importants, dont la discussion est au-delà de l'ambition de ce travail.

Pour autant, le caractère abstrait de la présentation de ces impacts comme leur teneur plaide pour une façon différente d'exprimer les résultats issus de ces estimations. En effet, si le fait d'exprimer l'impact comme un pourcentage de l'écart-type de l'indicateur de résultat a le grand mérite de rendre comparable leur amplitude entre études, entre pays et entre niveaux, cette expression conserve un caractère abstrait et laisse de côté la question centrale : 3% d'un écart-type, est-ce beaucoup ? De nombreuses études rapportent ainsi les effets obtenus à partir d'une réduction d'un nombre donné d'élèves aux différences entre élèves, par exemple d'origines ethnique, géographique ou socio-économique différentes. Enfin, la question de politique économique que soulèvent ces résultats ne doit pas se limiter à la question d'une diminution de la taille moyenne des classes. Non seulement une telle politique ne serait-elle pas efficace, étant donnée l'hétérogénéité des résultats, mais son incidence budgétaire comme le fait que la taille moyenne des classes a déjà largement diminué amènent également cette question à être reléguée au second plan. Etant donné l'hétérogénéité de ces effets, il semble en revanche naturel de s'intéresser à une seconde question : des réductions de taille de classes ciblées sont-elles à même de réduire les inégalités scolaires ? Nous présenterons ainsi des simulations de politiques de réduction de la taille des classes ciblées sur les écoles prioritaires à différents niveaux, qui permettent tout à la fois de donner un caractère concret à ces estimations, et d'apporter de premiers éléments de réponse à cette question de politique publique.

### **1.3. Données**

#### **Données utilisées pour les écoles primaires**

Les éléments statistiques présentés pour les élèves du primaire reposent principalement sur l'exploitation des données du panel d'élèves du premier degré – recrutement 1997, réalisé par la Direction de l'Évaluation, de la Performance et de la Prospective au Ministère de l'Éducation Nationale. Celui-ci met en œuvre des panels d'élèves depuis 1973<sup>35</sup>, mais le

---

<sup>35</sup> Quatre enquêtes ont depuis lors concerné le second degré (suivi pendant onze ans d'une cohorte de 36 000 élèves scolarisés en 6<sup>ème</sup> en 1973, pendant dix ans de 20 000 élèves entrés en 6<sup>ème</sup> en 1980, pendant douze ans de 27 000 élèves entrés en 6<sup>ème</sup> en 1989, et enfin de 17 830 élèves entrés en 6<sup>ème</sup> en 1995) contre une pour le primaire (suivi pendant 7 ans de 20 000 élèves de CP en 1978).

panel en question n'est que le deuxième concernant des élèves entrant au CP, après celui réalisé en 1978.

L'objectif de ce panel est principalement de « décrire et expliquer les cheminements scolaires des élèves depuis l'école élémentaire jusqu'aux premières années du collège<sup>36</sup> ». A l'image du panel 1978, qui avait permis de suivre pendant sept ans une cohorte de 20 000 élèves de CP, le suivi des élèves du panel primaire 1997 se poursuit sur les deux premières années du secondaire, et inclut notamment les résultats aux évaluations passés par les élèves en début de sixième, qui seront utiles pour estimer les effets de la taille des classes au-delà du CP et du CE1.

L'intérêt principal de cette source statistique, outre la richesse des caractéristiques individuelles qui font l'objet du dispositif d'enquête, tient au fait qu'elle propose une mesure de la performance des élèves à trois niveaux pendant leur scolarité à l'école élémentaire : le niveau de réussite des élèves est mesuré en début de CP, en début de CE2, et en début de sixième par des tests standardisés.

Plus généralement, les informations qui figurent dans le panel primaire 1997 sont issues de trois sources. L'interrogation des directeurs d'école et des chefs d'établissement, tout d'abord, fournit des informations quant à l'identification de l'élève, ses conditions de scolarisation au cours de l'année d'interrogation (les directeurs d'école sont interrogés chaque année) ainsi que des données relatives à la scolarité antérieure de l'élève. La mesure des performances scolaires a retenu une attention particulière : le panel contient non seulement les résultats obtenus par les élèves aux évaluations nationales passées à la rentrée de CE2 et de sixième, mais aussi des scores obtenus à des épreuves d'évaluations standardisées mises en place spécifiquement pour les élèves du panel à leur entrée en CP. Lors du recrutement de l'échantillon, chaque élève suivi dans le panel a ainsi dû se soumettre à un test visant à « mesurer les compétences cognitives et sociocognitives à l'entrée au cours préparatoire ». Ces évaluations couvrent cinq grands domaines :

- les connaissances générales
- les compétences verbales et la familiarité avec l'écrit
- les compétences logiques et la familiarité avec le nombre
- les concepts liés au temps et à l'espace
- les comportements et l'attention

---

<sup>36</sup> Documentation du panel d'élèves du premier degré, Dominique Cabourdin et Sophie O'Prey, page 9.

L'ensemble des items composant ces épreuves nous permet de construire un score individuel sur une échelle de 0 à 100, mesurant le pourcentage des items auquel l'élève a répondu correctement.

L'interrogation des enseignants, ensuite, a permis de recueillir des informations sur les comportements, des capacités et des compétences à l'entrée du cours préparatoire, les résultats se présentent sous la forme d'une liste de treize compétences recueillies par l'enseignant à partir de l'observation du comportement quotidien de l'enfant en classe. Par ailleurs, les scores obtenus par les élèves de l'échantillon aux épreuves nationales d'évaluation de début de CE2 ont été recueillis en 1999 et en 2000.

L'interrogation des familles, enfin, via une enquête comportant trois volets, a permis de réunir des informations sur la composition de la famille et les parents de l'élève, la scolarité à l'école maternelle et les conditions dans lesquelles était gardé l'enfant avant l'entrée dans l'enseignement élémentaire, et la manière dont l'élève et sa famille vivent la scolarité à l'école élémentaire (choix de l'école, rencontres avec les enseignants, suivi par les parents des études, conception du rôle de l'école et des enseignants, appréciation du degré de réussite de l'élève, activités extrascolaires de l'enfant).

La base de sondage couvre l'ensemble des écoles publiques et privées sous contrat de France métropolitaine. Le plan de sondage a été adapté pour tenir compte des contraintes liées à la mise en place des évaluations de CP, avec trois objectifs : obtenir un échantillon représentatifs d'environ 9000 élèves entrant au cours préparatoire, avoir un échantillon regroupé sur un nombre restreint d'écoles (plus de 40 000 écoles scolarisent des élèves de cours préparatoire), et limiter le nombre d'élèves suivis par école à 10 afin de ne pas provoquer une surcharge de travail liée au suivi de ces élèves qui aurait pu nuire au succès de l'enquête.

Le taux de sondage uniforme d'un élève sur 90, a été obtenu à partir d'un mode de tirage différent selon la taille des écoles : pour les écoles scolarisant moins de 11 élèves au CP, 1 école sur 90 a été retenue, et tous les élèves de cours préparatoire de ces écoles font partie de l'échantillon. Pour les écoles ayant entre 11 et 30 élèves au cours préparatoire, 1 école sur 30 a été tirée, puis 1 élève sur 3 a été retenu (par un tirage aléatoire basé sur les listes alphabétiques). Enfin, pour les écoles scolarisant plus de 30 élèves en cours

préparatoire, une classe de CP a été tirée au sort<sup>37</sup>, puis 1 élève sur 3 a été retenu, de manière aléatoire.

Au final, l'échantillon principal du panel 1997 permet le suivi de 9639 élèves qui entrent au CP à la rentrée 1997, dans 1 400 écoles élémentaires de France métropolitaine.

La mise en œuvre de la stratégie fondée sur les seuils d'ouverture et de fermeture de classes nécessite en outre de disposer, pour chaque niveau, du nombre total d'élèves inscrits dans l'école, information qui n'est pas fournie dans le panel. Nous tirons cette information de bases administratives issues de l'exploitation des questionnaires remplis chaque année par les directeurs d'école (enquête n°19). Cette enquête constitue la principale source d'information de l'administration centrale de l'éducation nationale sur la répartition des effectifs scolarisés dans les écoles primaires en France. Elle renseigne, pour chaque classe, sur le nombre d'élèves scolarisés par niveau (CP, CE1, etc.), et pour chaque niveau sur les nombres d'élèves répartis par sexe et par année de naissance. Ces fichiers ne contiennent en revanche aucune information quant aux caractéristiques sociodémographiques des élèves. Ces fichiers sont en principe remplis chaque année par l'ensemble des directeurs d'école, y compris des écoles du secteur privé sous contrat. Une grève administrative débutée à la rentrée 2000 par les directeurs d'écoles nous prive toutefois de cette information pour plus de la moitié des écoles sur les années suivantes. Les informations mobilisées pour les estimations concernant les classes de CP et de CE1 du panel (rentrées 1997-1998, 1998-1999 et 1999-2000 pour les redoublants) sont donc disponibles, mais des pertes d'observations importantes sont à déplorer pour les estimations relatives aux classes suivantes, en particulier afin d'identifier l'impact sur les résultats à l'entrée en sixième.

A l'inverse des estimations réalisées pour le collège sur l'ensemble d'une cohorte d'élèves grâce aux bases de résultats aux examens du brevet (cf. infra), il n'est pas possible d'exploiter à large échelle les évaluations mises en place en début de CE2. L'ensemble des élèves est soumis aux tests d'évaluations de compétences à l'entrée en CE2 depuis la rentrée 1989, mais seuls des échantillons de taille limitée (de l'ordre de 2500 élèves) font l'objet d'une collecte au niveau national par le Ministère de l'Éducation Nationale (DEPP). L'inconvénient de ces échantillons pour notre objet tient à la nature des informations dont

---

<sup>37</sup> Les écoles de cette taille comportent souvent plusieurs classes scolarisant des élèves de ce niveau : pour concentrer l'échantillon sur une seule de ces classes, afin de faciliter l'organisation des épreuves d'évaluation de CP, et garantir à chaque classe la même probabilité de tirage, chaque école s'est vue affecté un poids égal au nombre de classes de cours préparatoire qu'elle comporte.

ils permettent de disposer, extrêmement limitées en dehors des évaluations elles-mêmes : les élèves ne sont observés qu'une seule année, nous ne connaissons bien entendu pas les scores de début de CP, et seules quelques variables sommaires sur la profession des parents sont collectées. Nous utiliserons cependant ces données à titre subsidiaire, tirant parti de l'existence de ces échantillons sur une base annuelle pour analyser l'évolution du différentiel de réussite scolaire entre écoles en ZEP<sup>38</sup> et hors ZEP et rapprocher cette évolution de celle de la taille des classes moyenne respective des deux catégories d'écoles.

### **Données utilisées pour les collèges et lycées**

Les estimations présentées pour les collèges et les lycées reposent à titre principal sur les données du panel secondaire 1995 (également apparié avec divers fichiers administratifs). Conçu et réalisé par la DEPP, le panel secondaire 1995 permet de suivre la scolarité secondaire d'un échantillon national représentatif d'environ 17 800 élèves scolarisés en sixième à la rentrée 1995<sup>39</sup> dans un établissement public ou privé de France métropolitaine<sup>40</sup>. Le mode d'échantillonnage retenu pour le panel secondaire 1995 diffère de celui utilisé pour le panel primaire. Le plan de sondage, contrairement au panel primaire, ne dépend pas des effectifs des établissements. Le taux de sondage est uniforme et proche de 1/40ème : il est obtenu en retenant l'ensemble des élèves nés le 17 d'un mois, et en écartant les élèves nés aux mois de mars, juillet et octobre.

A l'image du panel primaire 1997, le panel secondaire 1995 contient des informations fournies chaque année par les chefs d'établissement ainsi que des données issues d'une enquête auprès des familles réalisée en 1998. Les informations d'origine administrative permettent d'identifier les caractéristiques de l'élève et de son entourage familial (sexe, date et lieu de naissance, nationalité, nombre d'enfants et rang dans la fratrie...) ainsi que sa situation scolaire (classe fréquentée et indication de sa taille et de sa composition, langues

---

<sup>38</sup> Les ZEP (zones d'éducation prioritaires) ont été créées en 1989. Les REP (réseau d'éducation prioritaire) le furent quant à eux en 1999. En 2006 les réseaux ambition réussite (RAR) et réseaux de réussite scolaire (RRS) sont venus se substituer à ces deux dispositifs. Le terme ZEP semble malgré tout subsister dans la pratique, désignant l'ensemble des dispositifs d'éducation prioritaire. Nous désignerons ainsi l'ensemble de ces dispositifs dans la suite de ce document, les estimations présentées portant de toute façon sur une période antérieure à la mise en œuvre des RAR et RRS.

<sup>39</sup> Le champ couvre, là encore, l'ensemble des établissements publics et privés sous contrat de France métropolitaine.

<sup>40</sup> La population de référence inclut les élèves entrant en sixième ou en section d'enseignement général et professionnel adapté (SEGPA) en 1995, mais aussi les élèves redoublant la classe de sixième, soit 19 770 élèves. Cependant, le suivi de la scolarité, comme pour le panel primaire, ne porte que sur les élèves *entrant* en sixième ou en SEGPA à la rentrée 1995.

vivantes étudiées...). Les principales informations sur la situation scolaire de l'élève et les caractéristiques de l'établissement fréquenté (nom, adresse, statut d'éducation prioritaire, secteur, type de contrat, département, académie, tranche d'unité urbaine...) sont actualisées chaque année. Les informations recueillies permettent également de reconstituer la scolarité à l'école élémentaire des élèves inclus dans le panel (nombre d'années passées dans chaque classe au primaire, secteur fréquenté (public ou privé), fréquentation d'une classe d'intégration, d'initiation ou d'adaptation) et, surtout, d'évaluer le niveau des élèves en français et en mathématiques à l'entrée au collège, en recueillant les résultats aux épreuves nationales d'évaluation à l'entrée en sixième. Comme pour les évaluations de rentrée en CE2, la performance de l'élève est évaluée par un score sur 100 points mesurant le pourcentage d'items auxquels les élèves ont répondu correctement, en mathématiques et en français.

Le panel secondaire 1995 contient également des indicateurs de résultat au collège et au lycée, qui sont utilisés pour les estimations de l'impact de la taille des classes. Au collège, les informations contenues dans le panel quant à la performance scolaire des élèves sont les notes obtenues au contrôle continu du brevet en français, en mathématiques et dans la première langue vivante. On ne recueille malheureusement pas dans ce panel les notes obtenues à l'examen terminal. Pour les résultats au lycée, le panel contient l'ensemble des notes obtenues au baccalauréat : notes dans chacune des épreuves, y compris les épreuves anticipées passées en fin de première, et moyenne obtenue, en tenant compte des coefficients correspondant à la série de l'élève.

L'enquête auprès des familles permet de disposer d'informations sur la composition de la famille, l'activité professionnelle des parents et leur passé scolaire, et sur le rapport des familles à la scolarité de leurs enfants. Des informations sont également recueillies sur la procédure d'orientation en fin de troisième ainsi que sur la situation des élèves du panel à l'été 2002 (date du passage du baccalauréat pour les non redoublants).

Une des limites du panel 1995 est donc qu'il ne fournit pour le collège que les notes au contrôle continu du brevet dans trois matières. Le problème posé par cet indicateur de résultat est double. D'une part, car la note au contrôle continu est une note basée sur les performances en quatrième et en troisième de l'élève : l'identification de l'effet d'une des deux classes (quatrième et troisième) en particulier est ainsi ambiguë. D'autre part, car dans le cadre d'un contrôle continu, il est difficile de supposer que tous les établissements et tous les enseignants notent de la même manière, et il est en particulier impossible d'exclure que

les biais qui en découlent soient potentiellement liés à la taille des classes (un enseignant peut choisir de noter moins strictement dans une classe surchargée où il considère que les élèves sont pénalisés).

C'est pourquoi nous complétons les résultats pour le collège obtenus à partir du panel secondaire 1995 par des estimations menées sur des données de la base du Diplôme National du Brevet (DNB), base qui a été constituée pour la première fois en 2004. La base DNB est une base individuelle qui permet d'observer l'ensemble des élèves passant le brevet une année donnée (environ 813 000 observations en 2004), et renseigne pour chaque élève sur l'ensemble des notes obtenues au contrôle continu et aux examens terminaux du brevet (la note finale d'un élève est une moyenne pondérée des deux types d'épreuves, le coefficient des épreuves terminales – mathématiques, français, histoire et géographie- étant 2 pour chaque épreuve, et le contrôle continu dans les autres matières représentant pour la grande majorité des élèves 9 ou 10 coefficients, selon les options choisies). Etant donnée la nature administrative de cette base, les informations fournies sur l'élève et son entourage familial sont moins riches que celles fournies dans le panel secondaire 1995 : la base DNB renseigne uniquement sur le sexe de l'élève, sa date de naissance et sa nationalité, et donne la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) du chef de famille ou du responsable de l'élève. Ces informations permettent toutefois d'identifier les élèves de la base DNB 2004 dans la base « Sclolarité » (cf. infra), qui permet de reconstituer des informations plus détaillées sur l'élève et son contexte de scolarisation. Il est également possible de compléter l'information sur l'établissement fréquenté par l'élève par les variables disponibles sur les établissements dans les fichiers « Thèmes » (cf. infra). L'avantage considérable de cette base DNB tient au fait que le très grand nombre d'observations individuelles permet d'exploiter de façon extrêmement précise les discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes, et autorise une précision statistique inédite.

De la même façon que pour le primaire, l'application de notre stratégie d'estimation fondée sur les seuils d'ouverture et de fermeture de classes nécessite un appariement entre les données du panel secondaire 1995 et des données administratives permettant de connaître pour chaque établissement le nombre total d'élèves par niveau et leur répartition par taille de classes (informations qui ne figurent pas dans les panels). Pour les estimations au primaire, le calcul de la variable instrumentale utilisée (taille de classe théorique qui résulte de l'application dans chaque établissement d'un seuil d'ouverture et de fermeture de classe) est réalisé à partir des fichiers administratifs issus des enquêtes auprès des chefs

d'établissements primaires (enquête n°19). Pour le secondaire, nous utilisons pour calculer cette variable les fichiers « Thèmes », qui fournissent également des informations agrégées par établissement. Ces fichiers proviennent pour partie des informations individuelles contenues dans la base « Scolarité », et (pour les établissements qui ne font pas partie de cette base) des fichiers administratifs issus des enquêtes auprès des chefs d'établissements secondaires (enquête n°16, qui est l'équivalent pour le secondaire de l'enquête n°19).

La base « Scolarité » recense au niveau individuel l'ensemble des élèves scolarisés dans les établissements secondaires français, pour chaque année depuis 1993. L'ensemble des établissements publics de France métropolitaine et des départements et régions d'Outre-mer (DOM), ainsi qu'une partie des collectivités d'Outre-mer (COM) sont couverts par la base « Scolarité ». En pratique, tous les établissements privés ne sont pas encore intégrés à la base, mais depuis le début des années 2000 le taux de couverture est tout à fait satisfaisant dans le cadre de cette étude. Ainsi en 2000, 86% des établissements privés sous contrat sont présents dans la base, et en 2002 98% de ces établissements sont couverts, qui représentent ainsi 99% des élèves du secondaire. Les fichiers « Thèmes » existent, comme la base « Scolarité », depuis 1993. Ils contiennent des données au niveau des établissements : elles proviennent de l'agrégation des données individuelles de la base « Scolarité » au niveau des établissements, pour les établissements faisant partie du système « Scolarité ». Pour les autres établissements, l'information provient de fichiers d'enquête administrative (enquête n°16). Ces fichiers « Thèmes » permettent donc de traiter le même niveau d'information avec des sources différentes. Pour les années antérieures à 1993, seuls les fichiers issus de l'enquête n°16 se trouvent disponibles<sup>41</sup>.

Les données des bases « Scolarité » sont des données individuelles (5 860 000 observations en 2004-2005) et quasi-exhaustives. Pour chaque année N et pour chaque élève, on observe les caractéristiques de l'établissement fréquenté l'année N (identifiant d'établissement, situation géographique, nature de l'établissement, académie). Il est possible d'enrichir ces informations en croisant les bases « Scolarité » et les fichiers « Thèmes ». On observe également pour chaque élève sa date et son département de naissance, ainsi que son sexe et sa nationalité, la PCS du chef de famille, le département et la commune de résidence. La base scolarité contient des données sur la scolarité en cours l'année N : identifiant de la classe fréquentée, code détaillé de la formation suivie, options suivies et

---

<sup>41</sup> Les seules données que nous reproduisons dans cette étude pour la période antérieure à 1993 (effectifs et nombres de classes dans le secondaire depuis 1970) proviennent d'un fichier Hors Collection (HC059), fichier non publié et disponible sur demande au centre de documentation de la DEPP. La source d'information qui permet de reconstituer ces données sur les effectifs pour la période antérieure à 1993 est l'enquête n°16.

régime scolaire de l'élève pour l'année. Enfin, la base scolarité comprend des données sur la scolarité de l'élève suivie l'année précédente (N-1), principalement le code de l'établissement fréquenté, de la formation détaillée et des options suivies en N-1. Le grand avantage de cette base est qu'elle est exhaustive pour les établissements intégrés au système « Scolarité ». La présence d'un identifiant de la division fréquentée par l'élève permet en outre d'observer la composition des classes (en terme d'origine sociale, ou de retard scolaire par exemple).

Les bases « Scolarité » étant exhaustives, elles pourraient en principe être utilisées comme un panel national. Les identifiants individuels ne sont cependant pas disponibles dans les bases « Scolarité » rassemblées au niveau de l'administration centrale. Par ailleurs, ces bases ne contiennent aucun indicateur direct de réussite scolaire (tests de sixième, notes au brevet ou au baccalauréat) autre que les informations sur le redoublement et la filière fréquentée, dont l'interprétation est sujette à caution. Cependant, les informations de la base « Scolarité » nous permettent d'identifier sans erreur possible la quasi-totalité des élèves dans la base DNB, les deux bases contenant un certain nombre d'informations communes. Ce croisement des deux bases nous permet de mener les estimations de l'impact de la taille de classe de troisième sur les résultats aux examens terminaux du brevet, pour l'ensemble des élèves en 2004. Outre le fait de disposer d'un indicateur de résultat plus convaincant que le contrôle continu, le grand nombre d'observations permet une estimation extrêmement précise de l'impact de la taille de classe de troisième.

Nous utilisons enfin les fichiers « Thèmes », dont les données sont agrégées par établissement. Il existe un fichier par année et par thème, thèmes qui sont numérotés de 0 à 10. Le « Thème 0 » apporte des informations sur les établissements, qui vont au-delà de ce qui existe dans la base « Scolarité » (notamment l'appartenance à une zone d'éducation prioritaire (ZEP) ou un réseau d'éducation prioritaire (REP)<sup>42</sup>, mais aussi l'adresse, la commune et le département de l'établissement, la population de la commune et la tranche d'unité urbaine, le classement comme établissement sensible) et enfin les effectifs par cycle de l'établissement. Les autres fichiers « Thèmes » concernent le sexe des élèves, la formation détaillée, le régime scolaire des élèves, leur nationalité, l'origine scolaire, l'âge, le choix d'options et de langues vivantes.

---

<sup>42</sup> Cet identifiant n'est présent qu'à partir de l'année 1995-1996. Nous ne pouvons donc pas calculer de moyennes distinctes ZEP-Hors ZEP pour 1993-1994 et 1994-1995, années où les fichiers « Thèmes » existent, mais sans comprendre d'identifiant ZEP.

Les fichiers utilisés pour calculer les tailles de classe théoriques (taille de classe moyenne par établissement qui résulterait de l'application stricte des seuils d'ouverture et de fermeture de classe) sont ceux du « Thème 8 » : « Formation et nombre de divisions »<sup>43</sup>. Ce fichier fournit, pour chaque établissement, les effectifs détaillés par formation, qui permettent de définir la taille de classe moyenne théorique par établissement, en appliquant le seuil d'ouverture et de fermeture de classe du niveau et de la formation considérée aux effectifs correspondants. Une variable donnant le nombre de divisions dans l'établissement permet également de calculer la taille de classe moyenne réelle par établissement.

## **1.4. L'évolution de la taille des classes dans les établissements scolaires français**

### **1.4.1. L'évolution de la taille moyenne des classes : 1970 - 2004**

#### **Evolution dans les écoles primaires**

La taille moyenne des classes des écoles primaires a légèrement diminué depuis le début des années 1990 : d'environ 23,3 élèves par classe à la rentrée 1991, elle est passée à environ 22,9 élèves par classe au milieu des années 2000 (cf. graphique 1.1. et tableau A1 en annexe A). Cette réduction de la taille de classe moyenne très modérée trouve pour l'essentiel son origine dans une légère diminution des effectifs en âge d'être scolarisés dans le primaire.

Si baisse il y a, elle est ainsi beaucoup moins rapide qu'au cours des décennies précédentes : de près de 31 élèves par classe en 1960, les écoles primaires sont passées à environ 26 en 1970, puis 24,5 en 1980, et 23,5 en 1990<sup>44</sup>. Après une baisse très rapide dans les années 1960 qui a accompagné les grandes réformes de la scolarité secondaire, la taille des classes moyenne semble donc tendre asymptotiquement vers 23 élèves.

---

<sup>43</sup> Deux autres thèmes concernent la taille des classes, qui ne nous sont pas directement utiles, pour des raisons différentes. Le thème 10 s'intitule « formation et taille des divisions mono-formations ». Les classes dont les élèves suivent des formations différentes sont donc exclues du champ – elles sont certes beaucoup plus rares que dans le primaire, mais un peu plus de 10% des établissements secondaires ont au moins une classe dans ces formations. Mais surtout, la variable indiquant la taille de classe dans ces fichiers opère des regroupements par catégorie (17 élèves et moins, 20-24 élèves, etc.) pour certaines tailles de classes qui empêchent un recensement précis des effectifs. Le Thème sp (pour Structures Pédagogiques) donne quant à lui la taille de chaque classe à l'unité près, mais son champ est limité aux établissements présents dans la base Scolarité, ce qui pose problème pour le privé pour les périodes considérées dans les estimations (à partir de 1997 pour le collège).

<sup>44</sup> Cf. Ministère de l'Éducation Nationale (2005) et (2002)

## **Evolution dans les établissements du secondaire**

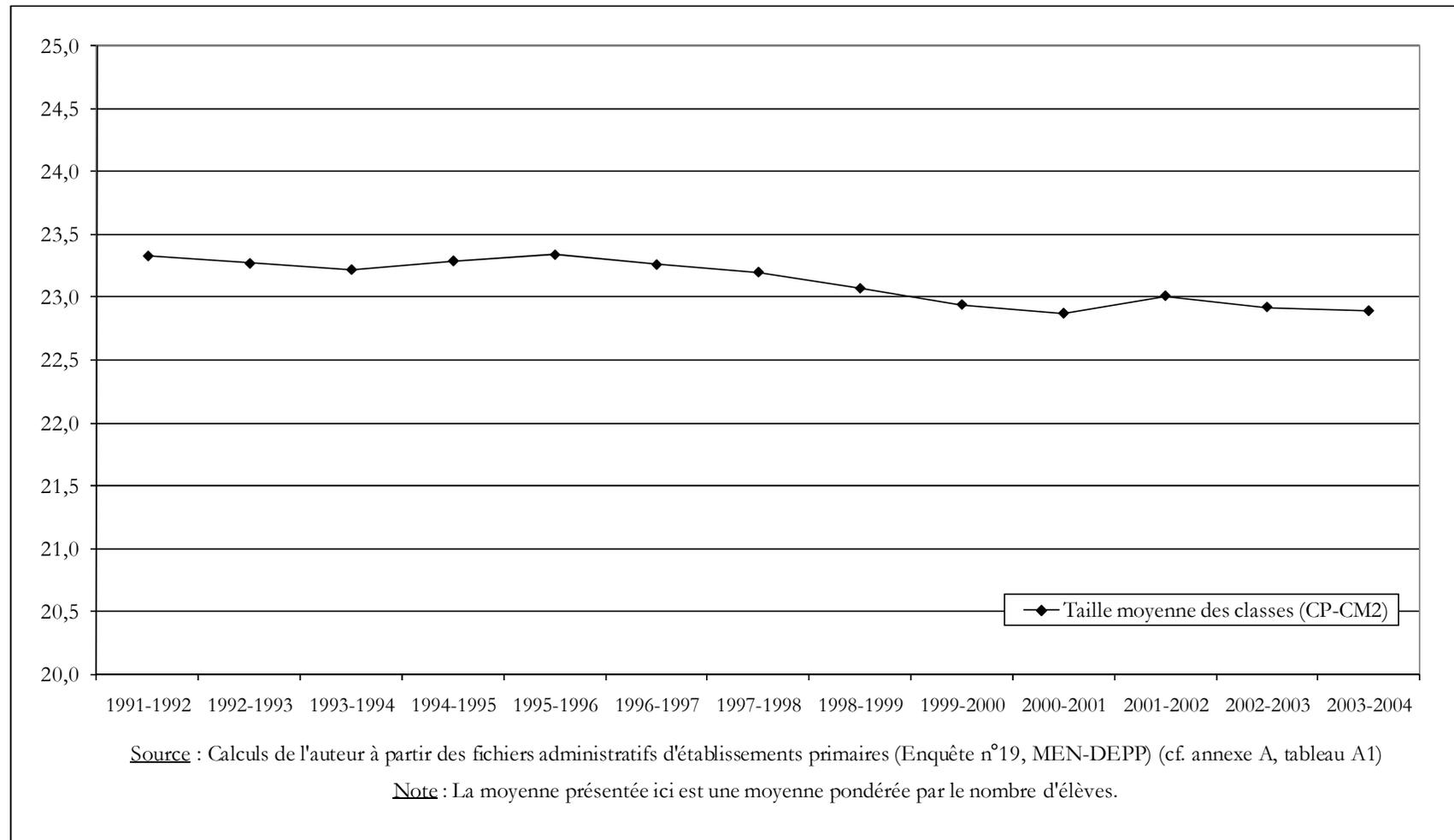
De même que dans le primaire, la taille moyenne des classes dans les collèges français a (très) légèrement baissé au cours de la dernière décennie, passant dans les collèges d'environ 24,7 élèves par classe en 1993 à 24,1 en 2004 (cf. graphique 1.2. et tableau A4 en annexe A). L'évolution sur la même période dans les lycées<sup>45</sup> est à peine plus marquée, la taille des classes moyenne diminuant de 0,7 élèves sur la période, d'environ 28,6 en 1993 à 27,9 en 2004 (cf. graphique 1.3. et tableau A6 en annexe A). On note cependant que contrairement au cas du primaire, cette légère tendance à la baisse constatée lors de la période récente ne fait pas suite à des baisses régulières et plus massives au cours des décennies précédentes. Les tailles des classes dans les collèges et lycées français ont connu lors du dernier demi-siècle des variations irrégulières et passablement chaotiques, avec des phases de baisse ponctuées par des phases importantes de hausse de la taille moyenne des classes, notamment entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1980, tout particulièrement dans les lycées. Cet épisode s'explique par la forte croissance au cours des années 1970-1980 des effectifs inscrits dans les collèges et lycées (baby-boom, amplifié par un accès plus large aux études secondaires : collège unique, puis seconde de détermination, etc.), qui dans un premier temps n'a pas été compensée par une croissance suffisante des moyens<sup>46</sup>.

---

<sup>45</sup> Il est ici question des filières générales et technologiques uniquement.

<sup>46</sup> Cf. Ministère de l'Education Nationale (1997).

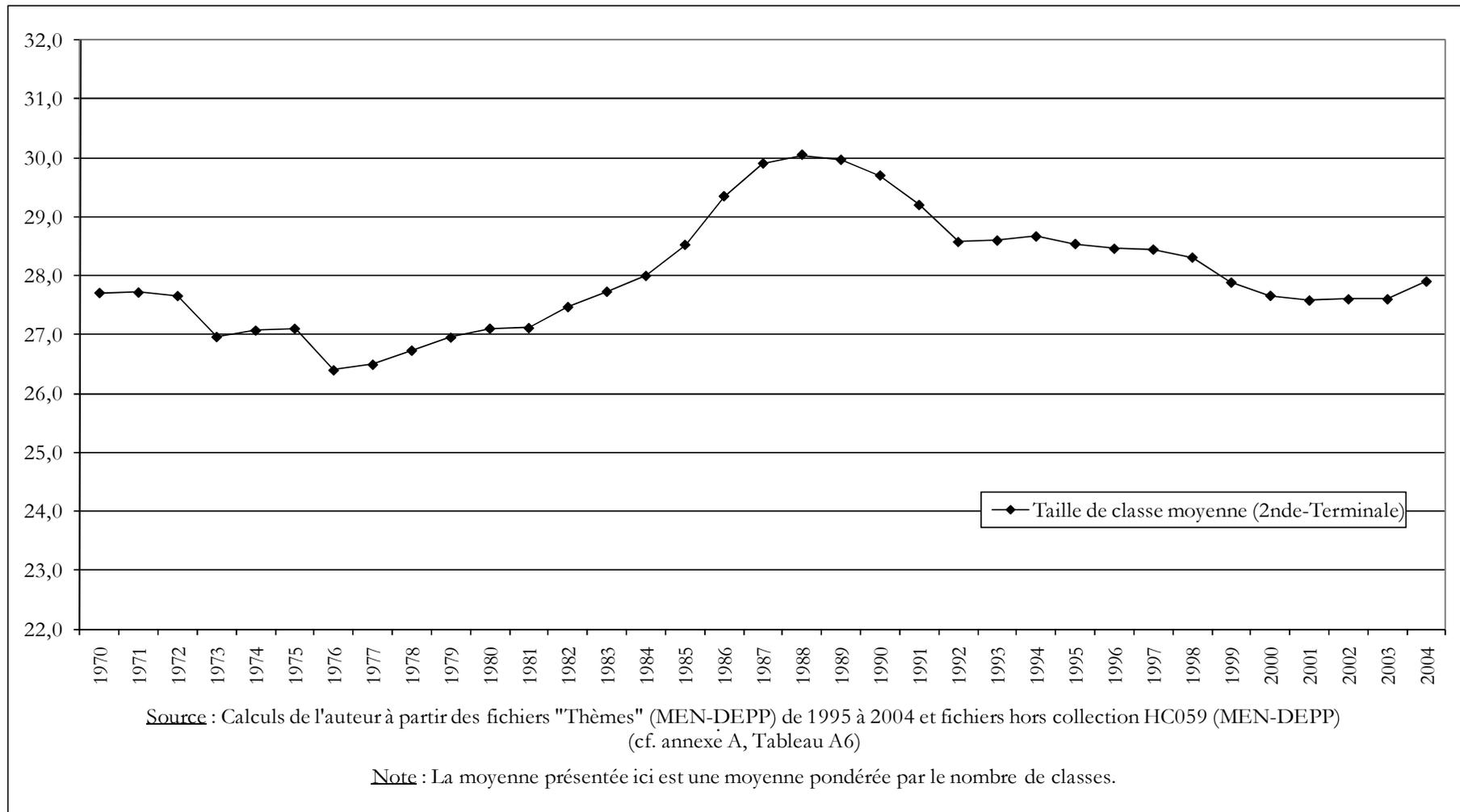
**Graphique 1.1** : La taille moyenne des classes dans les écoles primaires françaises (1991-2004)



Graphique 1.2 : La taille moyenne des classes dans les collèges français (1970-2004)



**Graphique 1.3 :** La taille moyenne des classes dans les lycées français, second cycle général et technologique (1970-2004)



### 1.4.2. Ciblage des moyens et taille des classes

Au cours des années considérées, la baisse moyenne de la taille des classes de 0,4 élèves par classe constatée dans les écoles primaires a été inégalement répartie sur les écoles. En particulier, cette baisse a été significativement plus forte dans les écoles classées en zone d'éducation prioritaire (ZEP), malgré le scepticisme qui s'est développé autour de la politique des ZEP, accusée de cibler insuffisamment les moyens sur les écoles les plus en difficulté. Alors que les écoles en ZEP connaissaient au début des années 1990 une taille de classes sensiblement équivalente aux écoles hors ZEP, au milieu des années 2000 les classes des écoles en ZEP comportaient en moyenne 2 élèves de moins que les écoles hors ZEP (graphique 1.4 et tableau A1 en annexe A). Au cours de la période, c'est donc une diminution de la taille des classes cinq fois plus rapide que la moyenne qu'ont connu les écoles primaires classées en éducation prioritaire.

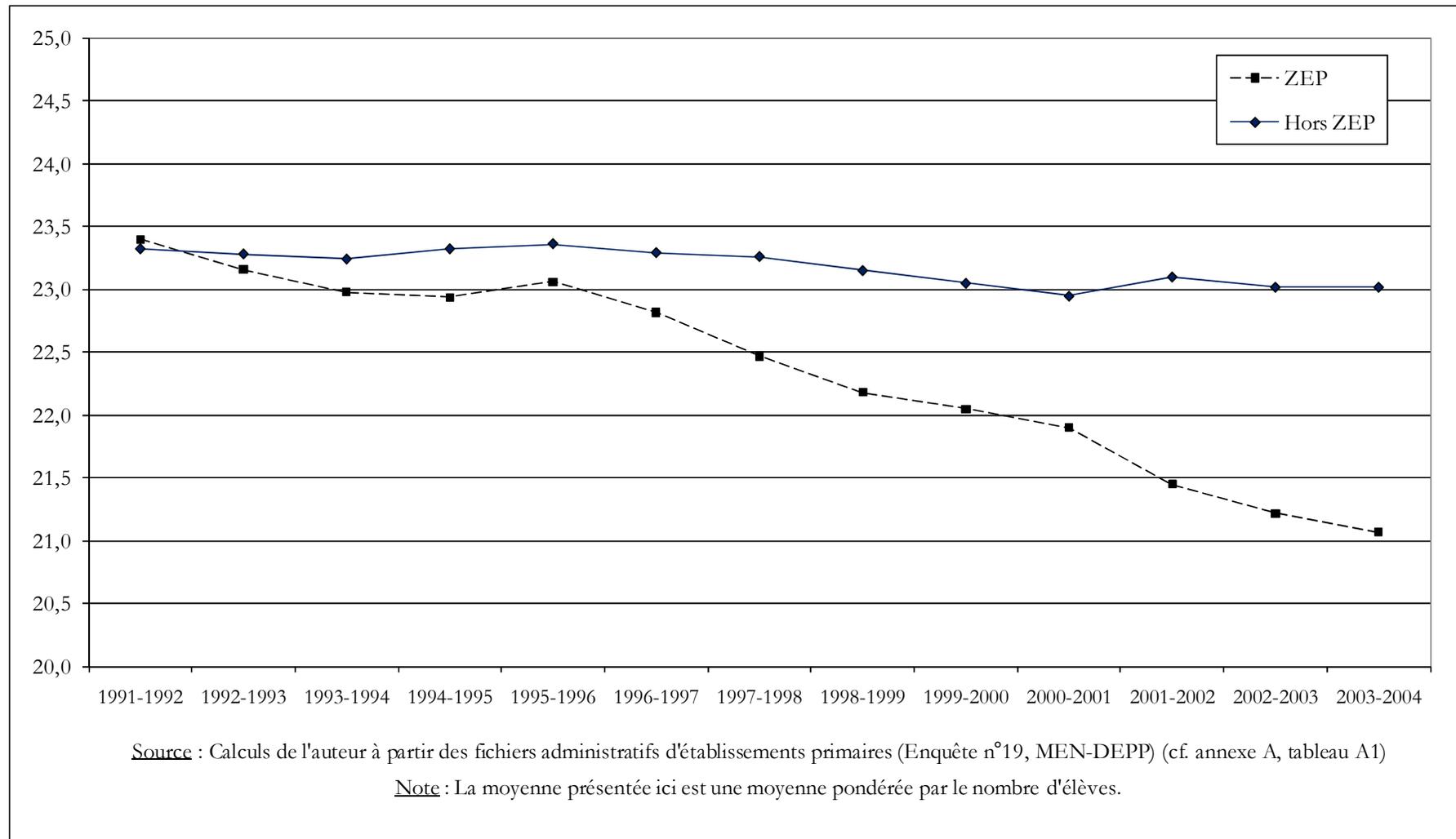
Résultat de cette évolution, en 2003-2004, la taille moyenne de classe dans les écoles primaires classées en ZEP était de 21,1, contre 23,0 dans les écoles hors ZEP, soit un écart moyen de 1,9 élève par classe (cf. tableau A1 en annexe A). En dépit de la fragilité des données disponibles<sup>47</sup>, ce résultat apparaît statistiquement robuste. En particulier, il ne dépend pas de la façon dont on calcule la moyenne de la taille des classes (cf. tableau et graphique A1 en annexe A)<sup>48</sup>. Le graphique A1 présente l'évolution obtenue en calculant la moyenne des tailles de classes pondérée par le nombre de classes, afin d'illustrer les biais entraînés par la pondération par le nombre d'élèves retenue pour le graphique 1.4.

---

<sup>47</sup> La période est en effet marquée par une grève administrative des directeurs d'école particulièrement suivie, qui a abouti pour certaines années à des taux de retour très faibles des questionnaires de l'enquête n°19, dont l'exploitation est à la base de ces statistiques. Au plus fort de cette grève, en 2001-2002, seules 15% des écoles sont observées dans le cadre de cette enquête (pour les autres, on ne dispose malheureusement d'aucune données permettant de reconstruire les effectifs des écoles au niveau national. Le graphique A2 et le tableau A3 présentent l'évolution de la taille des classes en ZEP et hors ZEP, avec un champ restreint aux écoles observées en 2003-2004. Ils montrent que si les écoles, en niveau, présentent des tailles de classes légèrement différentes de la moyenne, la tendance est approximativement la même, la double différence étant à peu de chose près égale à celle constatée avec le champ du tableau A1, soumis aux aléas de la grève administrative en cours. D'autres tests ont été effectués, en restreignant le champ à d'autres années, ou à des régions moins touchées par la grève administrative, qui aboutissent à une conclusion similaire.

<sup>48</sup> Il est possible de calculer une moyenne de la taille des classes qui résulte simplement de la division des effectifs par le nombre de classes. Elle diffère de la moyenne du nombre d'élèves par classe du point de vue des élèves, qui doit être pondérée par le nombre d'élèves. Pour un exemple simple permettant d'illustrer la différence entre ces deux indicateurs, voir le tableau A1. Cette moyenne pondérée par le nombre d'élèves (tableau A1, col. (5)) est celle retenue dans les graphiques 1.1 et 1.4, et elle est comparable avec les tailles de classes moyennes calculées au niveau des élèves à l'aide du panel primaire (tableau 1.1).

**Graphique 1.4 :** La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires (1991-2004)



On constate que la taille moyenne pondérée par le nombre de classes apparaît au début des années 1990 plus élevée dans les écoles ZEP que dans les écoles hors ZEP (cf. graphique A1), ce qui n'est pas le cas avec la moyenne pondérée par le nombre d'élèves (cf. graphique 1.4). Ce biais s'explique par le fait que les écoles situées en ZEP ont en moyenne de plus grosses écoles que celles situées hors ZEP, comme le montre le pourcentage d'élèves en ZEP, toujours plus élevé que le pourcentage d'écoles en ZEP. On notera que la tendance que connaît l'écart de tailles de classe ZEP - hors ZEP est la même avec les deux moyennes.

Cette augmentation au cours du temps de l'écart de tailles de classes entre écoles ZEP et hors ZEP avait déjà été notée par la DEPP pour ce qui concerne la période allant jusqu'en 1999 (Moisan, 2001), et les résultats présentés ici montrent que cette tendance s'est poursuivie depuis lors. Elle signifie approximativement qu'environ 50% des moyens nouveaux représentés par la baisse tendancielle des tailles de classes en France sur la période ont été consacrés au ciblage des moyens en faveur des ZEP, même si cela n'a pas été fait de façon explicite (il n'existe pas en France de politique nationale explicitant les moyens supplémentaires dont les ZEP sont supposées bénéficier)<sup>49</sup>. Cette estimation de 50% est sans doute légèrement sous-évaluée, puisque le pourcentage d'élèves concernés par les ZEP a lui-même régulièrement progressé au cours de la période, passant d'environ 7% en 1991-1992 à environ 13% en 2003-2004<sup>50</sup>.

Si l'ensemble des ressources supplémentaires n'ont donc pas été concentrées sur les ZEP, les écoles concernées ont donc tout de même bénéficié d'un ciblage des moyens significatif. Malgré cette progression du ciblage, un écart de 1,9 enfant par classe entre écoles ZEP et hors ZEP est objectivement relativement faible si l'on assigne au ciblage des moyens l'objectif de compenser les handicaps initiaux des élèves et les écoles socialement

---

<sup>49</sup> Il existe par contre des directives ministérielles générales, ainsi que des directives et instructions au niveau des académies explicitant parfois les seuils d'ouverture et de fermeture de classes en fonction de multiples critères (composition sociale, projet pédagogique de l'école), dont le classement en ZEP. Nous n'avons pu rassembler l'ensemble de ces directives et instructions (qui ne sont pas centralisées au niveau de l'administration centrale de l'Éducation nationale), mais on peut supposer qu'elles sont (au moins en partie) à l'origine de la tendance observée sur le graphique 1.4.

<sup>50</sup> La principale augmentation a eu lieu en 1999-2000, avec la nouvelle vague de classements en ZEP : 8,3% des enfants en ZEP en 1998-1999, 11,8% en 1999-2000, d'après les enquêtes auprès des chefs d'établissements (cf. annexe A, tableau A1). La grève administrative en vigueur depuis 2000-2001 ne permet pas de suivre avec précision l'évolution depuis cette date (la grève a touché plus fortement les écoles classées en ZEP), mais les données exhaustives des bases d'établissements confirment que la progression s'est poursuivie à un rythme plus modéré (cf. annexe A, tableau A2), avec environ 13% des enfants en ZEP en 2003-2004.

défavorisées tels qu'ils apparaissent à l'examen des données du panel primaire 1997 (cf. *infra*).

Le différentiel de moyens entre établissements classés en ZEP et hors ZEP a connu une évolution moins marquée dans le secondaire par rapport au primaire au cours de la période considérée. Au niveau des collèges, on constate que le différentiel entre ZEP et hors ZEP est passé d'environ 1,5 élève par classe au milieu des années 1990 à environ 2,5 au milieu des années 2000 (cf. graphique 1.5 et tableau A5 en annexe A). Dans les lycées, l'écart s'est même resserré, passant d'environ 3,5 élèves par classe à moins de 3 (cf. graphique 1.6 et tableau A7 en annexe A). Il faut toutefois préciser que la notion de ZEP n'a pas la même signification dans les lycées qu'au niveau des écoles primaires et des collèges, puisque moins de 2% des lycéens sont dans un lycée classé en ZEP<sup>51</sup>. La situation est toute différente dans les collèges, puisque près de 13% des collégiens sont scolarisés en ZEP au milieu des années 2000 (contre 11% dix ans plus tôt), soit sensiblement le même niveau qu'en primaire<sup>52</sup>.

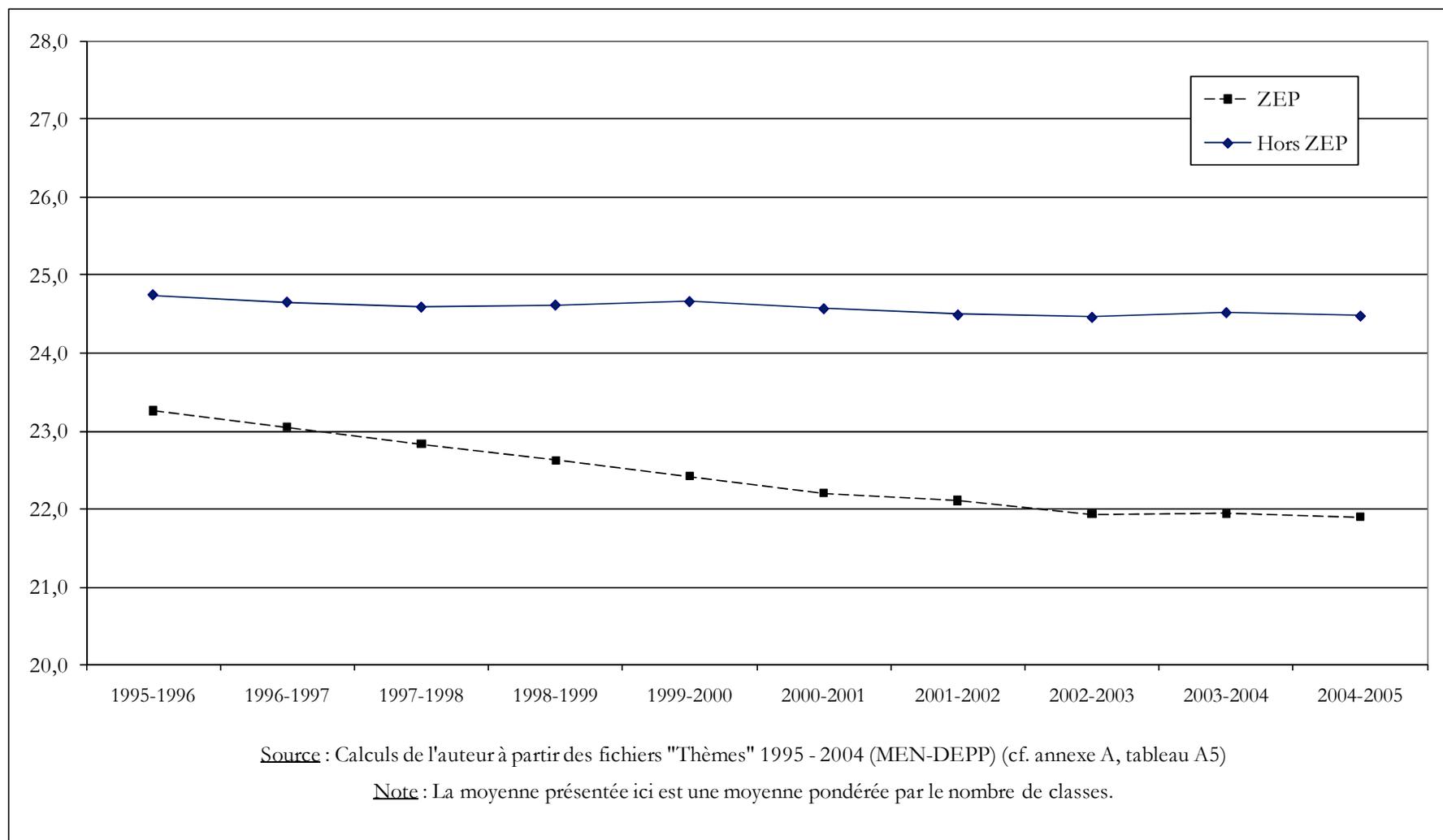
En tout état de cause, le fait important est que le ciblage des moyens en faveur des établissements défavorisés est globalement tout aussi faible dans le secondaire que dans le primaire (il est très légèrement plus élevé en valeur absolue, mais en progression moins nette, voire en baisse). Quant aux handicaps initiaux des élèves et établissements défavorisés, ils apparaissent plus limités dans le secondaire que dans le primaire, mais cela s'explique pour l'essentiel par la sélection déjà opérée aux différents paliers d'orientation. Par définition, les élèves socialement défavorisés encore présents en fin de collège, et plus encore en fin de cycle général des lycées, sont ceux qui n'ont pas déjà été réorientés vers d'autres filières.

---

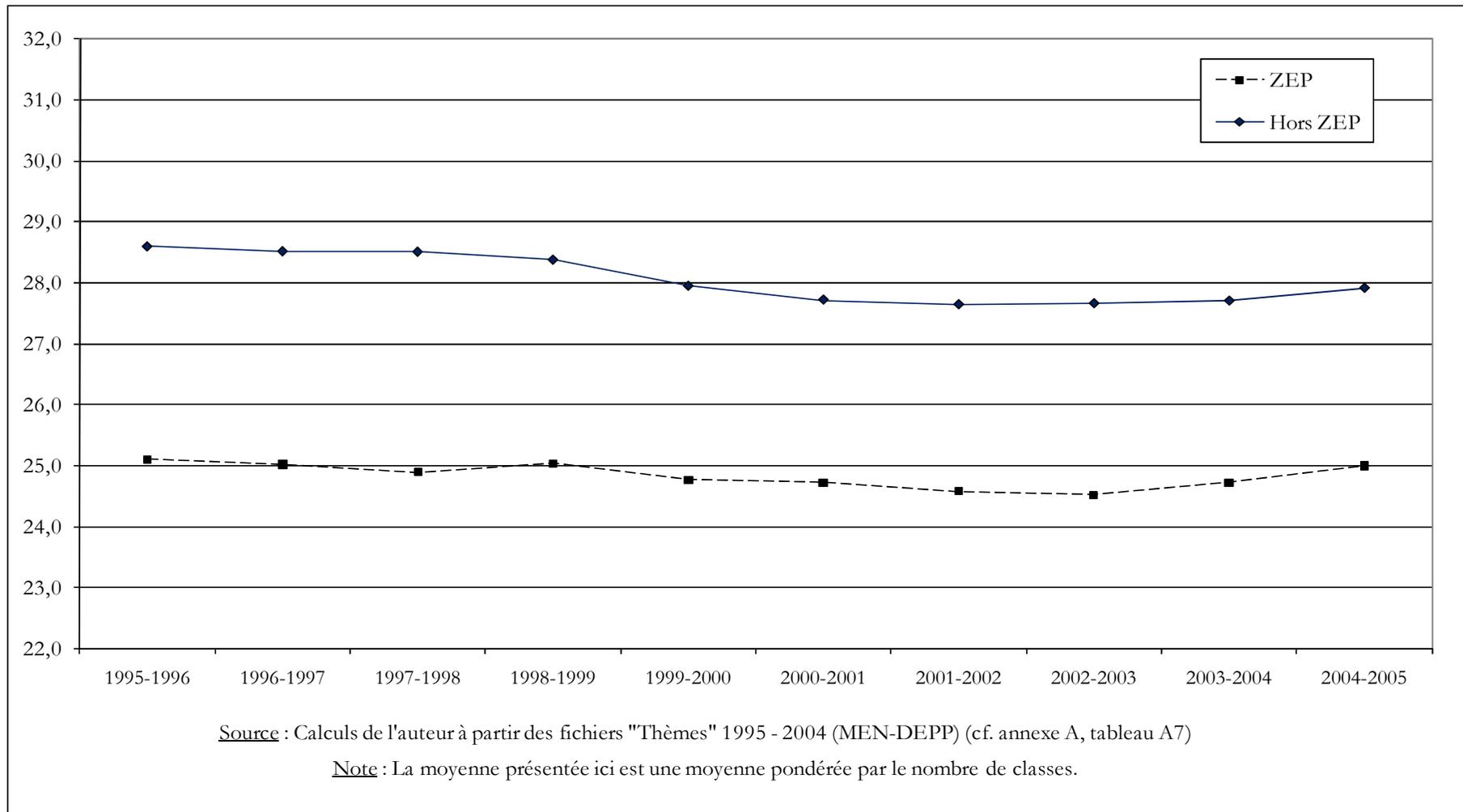
<sup>51</sup> Cf. annexe A, tableau A7.

<sup>52</sup> Cf. annexe A, tableau A5 pour les collèges et A3 pour le primaire. Notons que la proportion de collégiens ZEP atteint dans les années 2000 17% si l'on se restreint aux seuls collèges publics, et que la proportion de 13% indiquée ici s'applique à l'ensemble des collégiens, secteur public et secteur privé confondus, de même que l'ensemble des résultats présentés ici.

**Graphique 1.5** : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les collèges (1995-2004)



**Graphique 1.6** : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les lycées, second cycle général et technologique (1995-2004)



## **1.5. Taille des classes et inégalités scolaires : statistiques descriptives**

L'examen de la littérature enseigne que le principal obstacle à une estimation non biaisée de l'impact de la taille des classes tient à la répartition non aléatoire des élèves de caractéristiques différentes entre classes de différentes tailles. Si ce fait a jusqu'ici été peu documenté en France, des travaux récents ont permis de mieux comprendre les phénomènes qui amènent à cette répartition non aléatoire. Wössmann et West (2006) ont pu étudier cette question sur les données du Third International Mathematics and Science Study (TIMSS), qui fournit des données suffisamment riches sur un échantillon représentatif d'élèves au niveau collège dans 18 pays. Les auteurs identifient les effets de *sorting* inter et intra-écoles importants. Dans la plupart des pays, les différences de caractéristiques des élèves entre petites et grandes classes sont expliquées par une répartition inégale entre écoles davantage qu'entre classes dans les mêmes écoles. La France présente la particularité de faire partie de la minorité de pays (4 parmi 18) pour lesquels le *sorting* entre taille de classes différentes est significatif au seuil de 1% : le système scolaire français fait donc bien partie de ceux qui affectent les meilleurs élèves aux plus grandes classes. La décomposition de cet effet montre une allocation non aléatoire entre écoles significatives également très significatives (elle appartient au groupe de 8 pays dont les coefficients sont significatifs au seuil de 1%), mais également une allocation différentielle dans les écoles significatives (au seuil de 5%). Le système scolaire français apparaît donc bien, au terme de cette comparaison internationale, comme faisant partie des systèmes scolaires où la variable de taille de classe est fortement endogène.

Trois raisons principales semblent à même d'expliquer un placement non aléatoire des élèves entre classes de taille différentes. Deux d'entre elles tiennent à des variations de la taille moyenne des classes entre établissements. D'une part, le choix de l'école par les parents, même encadré par la carte scolaire, peut aboutir à lier caractéristiques individuelles des élèves et taille des classes si les parents les plus favorisés (qui sont les plus à même de contourner la sectorisation scolaire, et plus généralement de choisir l'établissement de leurs enfants de la manière la moins contrainte) scolarisent leurs enfants dans les établissements les plus demandés. D'autre part, les mécanismes de ciblage des moyens par la puissance publique, au premier rang desquels la politique des zones d'éducation prioritaire, malgré leur faible ampleur, ont abouti à lier moyens et difficultés scolaires au niveau des

établissements. Une autre raison tient à un placement non aléatoire des élèves entre classes à l'intérieur d'un même établissement. Il apparaît que lorsque plusieurs classes ont des tailles différentes, la tendance à placer les élèves les plus en difficulté dans les plus petites classes peut renforcer l'association constatée entre classes de petite taille et difficultés scolaires.

Malgré l'attention portée au problème d'endogénéité de la taille de classe, les économistes se sont relativement peu intéressés à la façon dont les écoles déterminent cette taille de classe et allouent les élèves à ces classes. La littérature récente propose toutefois quelques efforts en ce sens. Au plan théorique, Urquiola et Verhoogen (2009) proposent ainsi un modèle de choix par les écoles de la taille de leurs classes. Les hypothèses de leur modèle sont cependant très liées à un contexte institutionnel précis, où les écoles maximisent leur profit, et où les ménages ne sont soumis à aucune sectorisation scolaire. Les implications testables du modèle apparaissent valides dans le système scolaire chilien, qui fait l'objet de l'analyse empirique (environ la moitié des écoles y sont privées, la très grande majorité d'entre elles étant autorisées à faire des profits). Les conditions de validité d'un tel modèle théorique se limitent donc à des systèmes scolaires possédant des caractéristiques analogues. Dans le cas du système éducatif français, la fonction objectif des écoles est plus difficile à spécifier, et les ménages sont davantage contraints dans leur choix scolaire, de sorte que le modèle pertinent posséderait des propriétés radicalement différentes. Si aucun modèle théorique n'a été proposé dans le contexte institutionnel français, quelques auteurs ont étudié le processus de détermination des tailles de classe et d'allocation des élèves aux classes dans les écoles. Lazear (2001) présente en outre un modèle dans lequel un effet négatif causal de la taille des classes sur la performance scolaire est contrebalancé par le fait que les écoles placent les élèves aux comportements les plus disruptifs dans les classes les plus petites. Ce type d'argument théorique peut également expliquer l'allocation des élèves les moins favorisés aux plus petites classes.

De manière plus empirique, Leroy-Audouin et Suchaut (2005) ont étudié les modes de constitution des classes dans les écoles françaises<sup>53</sup>. Il apparaît que l'effectif total de l'école est bien une contrainte absolue, en ce qu'il conditionne le nombre de postes d'enseignant et de classes dans l'école. En particulier, les auteurs tirent des entretiens réalisés dans les écoles primaires la conclusion que la constitution de cours multiples n'est jamais une stratégie pédagogique délibérée. A l'inverse, les acteurs développeraient selon les auteurs

---

<sup>53</sup> Le rapport traite largement du recours aux classes multiples en particulier, mais ses conclusions restent éclairantes pour appréhender le processus de formation des classes de manière plus générale.

des stratégies d'évitement des cours multiples, y compris lorsque ce choix implique un déséquilibre des tailles de classes dans l'école. Ce point est assez important pour notre stratégie d'identification, que le recours systématique au cours multiples mettrait en partie en danger (cf. infra).

L'ensemble de ces arguments théoriques trouve une traduction directe dans les données, qui montrent pour les trois niveaux considérés un lien très fort entre difficulté scolaire et placement dans une classe de petite taille.

### **1.5.1. Taille des classes et caractéristiques des élèves des écoles primaires**

Le tableau 1.1 permet tout d'abord de constater des inégalités de réussite scolaire importantes aux évaluations passées en début de CP, de CE2 et de sixième. Le score moyen obtenu par les 8 049 élèves du panel primaire 1997 qui ont passé les évaluations en début de CP est de 70,08 (ce qui signifie qu'ils ont correctement répondu à 70,08% des items en moyenne à ces tests), pour un écart-type de 11,98. Parmi les élèves de ZEP, le score moyen est de seulement 64,18. Il s'établit à 70,80 hors ZEP : l'écart entre les deux types d'école est ainsi de 6,6 points, ce qui représente plus de la moitié d'un écart-type. Cet écart s'accroît en outre avec les années : l'écart absolu entre élèves des écoles en ZEP et hors ZEP est de 9,5 points en début de CE2. L'écart type de l'indicateur de résultat est toutefois plus grand, mais cela ne suffit pas à expliquer l'augmentation de ce différentiel ZEP-hors ZEP, qui représente précisément deux tiers d'un écart-type. Cette tendance se confirme en début de sixième, où l'écart, de près de 11,5 points dans l'absolu, équivaut à environ trois quarts d'un écart-type. On retrouve un écart d'une amplitude comparable lorsque l'on compare différents groupes d'élèves en fonction de la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) ou du niveau de formation de leurs parents, ou bien encore de leur nationalité.

**Tableau 1.1** : Les résultats des évaluations de CP, de CE2 et de CM2 dans le panel primaire 1997 –  
Statistiques descriptives

	% Obs.	Taille de classe CE1	Taille de classe CM2	Score évaluation CP (0-100)	Score évaluation CE2 (0-100)	Score évaluation 6 <sup>ème</sup> (0-100)
<b>Tous les élèves</b>		<b>23,12</b>	<b>24,34</b>	<b>70,08</b>	<b>67,30</b>	<b>69,25</b>
(s.d.)	100,0%	(3,76)	(3,76)	(11,98)	(14,37)	(15,82)
[N.obs.]		[8 137]	[7 760]	[8 049]	[7 037]	[6 767]
<b>Hors ZEP</b>	89,4%	<b>23,27</b>	<b>24,45</b>	<b>70,80</b>	<b>68,23</b>	<b>70,20</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,05)	(0,14)	(0,18)	(0,20)
<b>ZEP</b>	10,6%	<b>21,91</b>	<b>23,29</b>	<b>64,18</b>	<b>58,80</b>	<b>58,73</b>
(s.e.)		(0,11)	(0,12)	(0,41)	(0,60)	(0,69)
<b>Secteur = public</b>	85,1%	<b>23,00</b>	<b>24,14</b>	<b>69,70</b>	<b>67,09</b>	<b>68,99</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,05)	(0,15)	(0,19)	(0,21)
<b>Secteur = privé</b>	14,9%	<b>23,82</b>	<b>25,35</b>	<b>72,38</b>	<b>68,50</b>	<b>70,56</b>
(s.e.)		(0,12)	(0,11)	(0,33)	(0,41)	(0,43)
<b>PCS par. = cadre</b>	16,8%	<b>24,14</b>	<b>25,24</b>	<b>75,60</b>	<b>74,62</b>	<b>78,99</b>
(s.e.)		(0,08)	(0,10)	(0,27)	(0,35)	(0,36)
<b>PCS par. = prof.int.</b>	17,3%	<b>23,51</b>	<b>24,54</b>	<b>73,17</b>	<b>70,44</b>	<b>73,49</b>
(s.e.)		(0,09)	(0,10)	(0,28)	(0,36)	(0,41)
<b>PCS par. = indép.</b>	12,1%	<b>22,79</b>	<b>24,32</b>	<b>71,11</b>	<b>68,15</b>	<b>70,50</b>
(s.e.)		(0,13)	(0,13)	(0,36)	(0,48)	(0,51)
<b>PCS par. = employé</b>	13,2%	<b>23,17</b>	<b>24,15</b>	<b>69,25</b>	<b>65,72</b>	<b>67,70</b>
(s.e.)		(0,11)	(0,11)	(0,35)	(0,46)	(0,51)
<b>PCS par. = ouvrier</b>	38,6%	<b>22,67</b>	<b>23,98</b>	<b>66,67</b>	<b>63,24</b>	<b>63,64</b>
(s.e.)		(0,07)	(0,07)	(0,21)	(0,28)	(0,31)
<b>PCS par. = sans prof.</b>	2,0%	<b>22,24</b>	<b>23,28</b>	<b>61,98</b>	<b>57,18</b>	<b>59,08</b>
(s.e.)		(0,30)	(0,37)	(0,83)	(1,63)	(1,79)
<b>PCS par. = favorisée</b>	46,2%	<b>23,52</b>	<b>24,74</b>	<b>73,51</b>	<b>71,36</b>	<b>74,71</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,06)	(0,18)	(0,23)	(0,25)
<b>PCS par. = défavorisée</b>	53,8%	<b>22,78</b>	<b>24,00</b>	<b>67,13</b>	<b>63,62</b>	<b>64,47</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,06)	(0,18)	(0,24)	(0,26)
<b>Dipl. mère = bac ou +</b>	41,0%	<b>23,44</b>	<b>24,63</b>	<b>74,93</b>	<b>70,58</b>	<b>73,59</b>
(s.e.)		(0,07)	(0,07)	(0,19)	(0,26)	(0,29)
<b>Dipl. mère &lt; bac</b>	59,0%	<b>22,90</b>	<b>24,14</b>	<b>66,60</b>	<b>65,03</b>	<b>66,28</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,06)	(0,18)	(0,22)	(0,25)
<b>Nat. élève = français</b>	95,1%	<b>23,14</b>	<b>24,37</b>	<b>70,55</b>	<b>67,79</b>	<b>69,70</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,04)	(0,13)	(0,18)	(0,18)
<b>Nat. élève = étranger</b>	4,9%	<b>22,81</b>	<b>23,89</b>	<b>60,91</b>	<b>56,52</b>	<b>59,54</b>
(s.e.)		(0,18)	(0,18)	(0,60)	(0,83)	(0,94)
<b>Elève = garçon</b>	50,4%	<b>23,11</b>	<b>24,39</b>	<b>69,52</b>	<b>66,30</b>	<b>68,57</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,06)	(0,19)	(0,26)	(0,28)
<b>Elève = fille</b>	49,6%	<b>23,13</b>	<b>24,30</b>	<b>70,65</b>	<b>68,31</b>	<b>69,95</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,06)	(0,19)	(0,24)	(0,26)
<b>Semestre naissance = 1</b>	50,2%	<b>23,09</b>	<b>24,27</b>	<b>72,06</b>	<b>68,93</b>	<b>70,15</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,06)	(0,18)	(0,24)	(0,27)
<b>Semestre naissance = 2</b>	49,8%	<b>23,16</b>	<b>24,41</b>	<b>68,09</b>	<b>65,62</b>	<b>68,36</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,06)	(0,19)	(0,26)	(0,27)

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : Les élèves du panel primaire 1997 scolarisés en ZEP en CE1 (soit 10,6% des élèves du panel, en 1998-1999 pour les non-redoublants) ont en quatrième une taille de classe moyenne de 21,91 élèves, contre 23,27 hors ZEP. Leur score moyen aux évaluations de CP est de 64,18 (ils ont répondu correctement à 64,18% des items en moyenne) contre 70,80 pour les élèves scolarisés hors ZEP. Leur score moyen aux évaluations de CE2 est de 58,80, alors qu'elle est de 68,23 hors ZEP, etc.

La "PCS parents" est la PCS (profession et catégorie et socioprofessionnelle) de la personne de référence du ménage. La PCS "sans profession" regroupe les chômeurs n'ayant jamais travaillé et les autres personnes sans profession (à l'exclusion des chômeurs et retraités, qui sont classés dans leur PCS d'origine). La PCS "favorisée" regroupe les PCS cadres, professions intermédiaires et indépendants; la PCS "défavorisée" regroupe les PCS employés, ouvriers et sans profession. Les "s.d." représentent les écarts-types de la distribution, et les "s.e." les écarts-types de l'estimateur de la moyenne de la distribution.

Le score moyen des enfants dont les parents appartiennent aux PCS « favorisées » (cadres, professions intermédiaires, indépendants, soit 46,2% des élèves) à l'entrée en CP est ainsi de 73,51, contre 67,13 pour les PCS défavorisées. Cet écart de 6,4 points<sup>54</sup> représente 53% d'un écart-type, et il tend également à augmenter légèrement à mesure que les élèves progressent dans leur scolarité primaire, (quoique de manière légèrement moins marquée que pour l'écart ZEP – hors ZEP), représentant respectivement 55% et 65% d'un écart-type en CE2 et en sixième.

Le tableau 1.1 permet également d'observer le lien entre ces inégalités et la fréquentation de classes de taille réduite. Si les scores obtenus par les élèves scolarisés en ZEP sont inférieurs à ceux des élèves hors ZEP, la taille des classes fréquentées est également inférieure de 1,36 élève par classe en moyenne en CE1, et de 1,16 en CM2. Ce différentiel s'élève à 0,74 entre élèves de PCS défavorisées et favorisées, et de 1,47 élève entre enfants d'ouvriers et de cadres<sup>55</sup>. L'ensemble des critères présentés dans ce tableau confirme ainsi le fait que la problématique du ciblage des moyens va bien au-delà de la question des ZEP. De manière systématique, la fréquentation de classes de taille inférieure est associée à des scores plus faibles des élèves. Si l'interprétation est ambiguë concernant les scores de CE2 et de sixième (car ils intègrent l'impact des tailles de classes fréquentées précédemment) la présence des scores aux tests passés en début d'année de CP permet de montrer que le différentiel entre classes de petite et de grande tailles existe dès l'entrée à l'école primaire, et reflète donc un effet de sélection.

On note enfin la confirmation d'un fait bien connu : si les filles obtiennent des scores légèrement inférieurs à ceux des garçons aux épreuves de mathématiques, elles obtiennent des scores nettement supérieurs aux épreuves de français. Un autre fait bien établi (voir par exemple Grenet (2010)) est que les enfants nés plus tôt dans l'année bénéficient de leur plus grande maturité et obtiennent des résultats plus élevés aux épreuves d'évaluation, notamment en début de CP. Ces inégalités de réussite scolaire liées au sexe ou au semestre de naissance sont toutefois d'une ampleur sensiblement plus limitée<sup>56</sup> que les inégalités liées au milieu social, qui sont quantitativement très impressionnantes, et tendent à s'accroître au

---

<sup>54</sup> Cet écart est naturellement plus marqué à un niveau d'analyse moins agrégé : ainsi l'écart entre enfants de cadres et d'ouvriers est de 9 points (75% d'un écart-type) en CP, et de plus de 15 points en sixième (97% d'un écart-type).

<sup>55</sup> Ces moyennes sont présentées pour les classes de CE1 et de CM2, qui font l'objet des estimations de l'impact de la taille de classe au chapitre 2. Les écarts de taille de classe selon l'origine des élèves sont cependant très proches si l'on considère la taille de la classe fréquentée en CP.

<sup>56</sup> Concernant le différentiel de réussite scolaire lié au mois de naissance, il tend également à décroître (logiquement) au fil des classes.

fil des classes. Il est intéressant de constater que ces inégalités ne sont pas liées, à l'inverse des inégalités liées au milieu social, à la taille de classe.

Les tableaux 1.2, pour la classe de CE1, et 1.3., pour la classe de CM2, permettent d'examiner ce lien entre taille de classe et caractéristique des élèves sous un angle différent, et permet de mettre en lumière l'ampleur des différences entre les élèves des petites et des grandes classes. Les élèves du panel primaire 1997 qui fréquentent en CE1 des classes de taille réduite (22 élèves ou moins) sont des élèves qui avaient obtenu en moyenne un score de 69,32 points aux évaluations de début de CP, contre 69,91 à ceux des classes de taille intermédiaire (entre 23 et 25 élèves), soit 0,6 points de plus, et 71,18 points pour les élèves des classes les plus chargées (26 élèves ou plus), soit 1,27 points de plus (cf. tableau 1.2). Les différences observables entre élèves des petites et des grandes classes apparaissent de manière plus spectaculaire lorsque l'on considère la PCS des parents ou le niveau d'éducation de la mère : parmi les élèves des classes les plus chargées, 53,4% sont d'origine favorisée (au sens de la PCS des parents) et 44,5% ont une mère ayant au moins le baccalauréat. Ces proportions tombent respectivement à 41,2% et 36,5% pour les élèves des classes de taille réduite, soit respectivement 12,2 points de moins pour la PCS et 8 points de moins pour le diplôme de la mère. Le tableau 1.3 présente des statistiques comparables pour la classe de CM2, avec des conclusions semblables : la proportion d'élèves issus de PCS favorisées est de 51,5% dans les grandes classes, contre 40,5% dans les petites classes. La proportion de mères diplômées passe elle de 45% dans les grandes classes à 37,5% dans les petites classes.

Ces chiffres illustrent le fait que le placement des élèves les plus en difficulté dans les petites classes (ou de manière équivalente l'allocation de moyens supplémentaires aux élèves les moins favorisés) n'est pas un phénomène de second ordre, et se manifeste de manière évidente lorsque l'on compare des groupes de classes. Ce fait constitue un enseignement important sur la façon dont le système éducatif français alloue les moyens aux élèves. Il illustre également la forte endogénéité de la variable de taille de classe par rapport aux résultats scolaires, et incite à considérer avec prudence les résultats de toute recherche ne traitant pas explicitement des biais de sélection que cette situation implique.

**Tableau 1.2** : Taille de classe de CE1 et caractéristiques des élèves

	Ensemble des élèves	Taille de la classe fréquentée :		
		Taille de classe $\leq 22$	$23 \leq$ Taille de classe $\leq 25$	Taille de classe $\geq 26$
N. Obs.	8 137	2 291	3 715	2 131
%	100,0%	28,2%	45,7%	26,2%
Score évaluations de CP	70,08	69,32	69,91	71,18
(s.d./s.e.)	(11,98)	(0,26)	(0,20)	(0,25)
% PCS favorisées	46,5%	41,2%	45,8%	53,4%
(s.d./s.e.)	(0,49)	(0,010)	(0,008)	(0,011)
% Diplôme mère = bac ou plus	41,0%	36,5%	41,7%	44,5%
(s.d./s.e.)	(0,49)	(0,010)	(0,008)	(0,011)
% Nat. élève = étranger	4,7%	5,4%	5,1%	3,9%
(s.d./s.e.)	(0,26)	(0,005)	(0,004)	(0,004)

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves du panel primaire 1997 qui fréquentent en CE1 des classes de taille réduite (22 élèves ou moins) sont des élèves qui avaient obtenu en moyenne un score de 69,32 points aux évaluations de début de CP. Les élèves qui sont scolarisés en CE1 dans des classes de taille intermédiaire (entre 23 et 25 élèves) ont obtenu un score de 69,91 aux évaluations de CP, soit 0,6 point de plus que ceux qui fréquentent des tailles de classe réduite. Ce score est de 71,18 points pour les élèves scolarisés en CE1 dans les classes les plus chargées (26 élèves ou plus). Le constat selon lequel les élèves scolarisés dans les classes de taille réduite ont en moyenne des caractéristiques moins favorables à la réussite scolaire se trouve plus clairement établi lorsque l'on compare la moyenne par type de classes du point de vue de la PCS des parents ou du niveau d'éducation de la mère : parmi les élèves des classes les plus chargées, 53,4% sont d'origine favorisée (au sens de la PCS des parents) et 44,5% ont une mère ayant au moins le baccalauréat. Ces proportions tombent respectivement à 41,2% et 36,5% pour les élèves des classes de taille réduite.

**Tableau 1.3** : Taille de classe de CM2 et caractéristiques des élèves

	Ensemble des élèves	Taille de la classe fréquentée :		
		Taille de classe $\leq 22$	$23 \leq$ Taille de classe $\leq 26$	Taille de classe $\geq 27$
N. Obs.	7 759	2 327	2 997	2 435
%	100,0%	30,0%	38,6%	31,4%
Score évaluations de CP	70,08	69,64	70,50	70,01
(s.d./s.e.)	(12,02)	(0,25)	(0,22)	(0,25)
Score évaluations de CE2	67,34	66,89	67,32	67,78
(s.d./s.e.)	(14,37)	(0,28)	(0,32)	(0,31)
% PCS favorisées	46,6%	40,5%	47,3%	51,5%
(s.d./s.e.)	(0,50)	(0,010)	(0,009)	(0,010)
% Diplôme mère = bac ou+	40,9%	37,5%	40,1%	45,0%
(s.d./s.e.)	(0,49)	(0,010)	(0,009)	(0,010)
% Nat. Élève = étranger	4,7%	5,8%	4,6%	3,9%
(s.d./s.e.)	(0,27)	(0,005)	(0,004)	(0,004)

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves du panel primaire 1997 qui fréquentent en CM2 des classes de taille réduite (22 élèves ou moins) sont des élèves qui avaient obtenu en moyenne un score de 69,64 points aux évaluations de début de CP. Les élèves qui sont scolarisés en CE1 dans des classes de taille intermédiaire (entre 23 et 26 élèves) ont obtenu un score de très légèrement supérieur, de 70,50 points, aux évaluations de CP, soit 0,9 point de plus que ceux qui fréquentent des tailles de classe réduite. Ce score est par contre très légèrement inférieur (70,01 points) pour les élèves scolarisés dans les classes les plus chargées (27 élèves ou plus). Le constat selon lequel les élèves scolarisés dans les classes de taille réduite ont en moyenne des caractéristiques moins favorables à la réussite scolaire se trouve plus clairement établi lorsque l'on compare la moyenne par type de classes du point de vue de la PCS des parents ou du niveau d'éducation de la mère : parmi les élèves des classes les plus chargées, 51,5% sont d'origine favorisée (au sens de la PCS des parents) et 45,0% ont une mère ayant au moins le baccalauréat. Ces proportions tombent respectivement à 40,5% et 37,5% pour les élèves des classes de taille réduite.

### **1.5.2. Taille des classes et caractéristiques des élèves des collèges**

Les statistiques descriptives exposées pour les écoles primaires nous ont déjà permis de constater l'affectation des meilleurs élèves aux classes les plus chargées. Le tableau 1.4 montre que le constat est proche concernant le collège. Les élèves en ZEP obtiennent aux évaluations de sixième un score moyen de 61,04, contre 69,68 hors ZEP, soit un écart représentant 60% d'un écart-type. La différence de performance entre enfants de PCS favorisées et défavorisées est d'une amplitude proche, les scores aux évaluations de sixième s'établissant en moyenne à 73,18 et 64,74 respectivement, séparés par 60% d'écart-type également. Comme au primaire, ces inégalités de réussite sont associés à la fréquentation de classes de taille différente. Ainsi le différentiel de taille de classe en troisième entre ZEP et hors ZEP est de près de deux élèves, et celui entre élèves de PCS favorisées et défavorisées s'élève à 1,27 élève (25,70 contre 24,43 élèves par classe). La différence de taille moyenne de classe est supérieure à 2 élèves entre les enfants d'ouvriers et les enfants de cadre.

Pour se convaincre de l'ampleur du problème, on peut également analyser les caractéristiques des élèves répartis par groupes de tailles de classe en troisième générale (tableau 1.5) : dans les petites classes (23 élèves ou moins) la proportion d'élèves d'origine favorisée atteint 38,6%, alors qu'elle s'élève à 59,3% dans les grandes classes (28 élèves ou plus). Cet écart atteint également 20 points de pourcentage pour ce qui est de la proportion de mères diplômées (titulaires au moins du baccalauréat). Cette différence de caractéristiques sociodémographiques se retrouve en termes de résultats scolaires : les élèves qui sont amenés à être scolarisés dans des grandes classes en troisième sont des élèves ayant obtenu aux évaluations à l'entrée en sixième un score en moyenne de 8 points supérieur à celui des élèves fréquentant des classes de taille réduite en troisième.

**Tableau 1.4** : Les résultats aux évaluations de sixième et au contrôle continu du brevet dans le panel secondaire 1995 - Statistiques descriptives pour les élèves atteignant la troisième générale

	% Obs.	Taille de classe de quatrième	Taille de classe de troisième	Score évaluations de sixième (0-100)	Moyenne au c.c. du Brevet (0-100)
<b>Ensemble des élèves</b>		<b>25,29</b>	<b>25,04</b>	<b>68,72</b>	<b>54,78</b>
(s.d.)	100%	(3,48)	(3,65)	(14,03)	(14,13)
Nb.obs.		[15 338]	[14 983]	[14 547]	[12 514]
<b>Hors ZEP</b>	89,2%	<b>25,48</b>	<b>25,26</b>	<b>69,68</b>	<b>55,26</b>
(s.e.)		(0,03)	(0,03)	(0,12)	(0,13)
<b>ZEP</b>	10,8%	<b>23,67</b>	<b>23,21</b>	<b>61,04</b>	<b>50,64</b>
(s.e.)		(0,08)	(0,08)	(0,38)	(0,40)
<b>Secteur = public</b>	80,9%	<b>25,16</b>	<b>24,89</b>	<b>68,60</b>	<b>54,24</b>
(s.e.)		(0,03)	(0,03)	(0,13)	(0,15)
<b>Secteur = privé</b>	19,1%	<b>25,81</b>	<b>25,62</b>	<b>70,76</b>	<b>57,00</b>
(s.e.)		(0,08)	(0,09)	(0,24)	(0,24)
<b>PCS par. = cadre</b>	16,8%	<b>26,42</b>	<b>26,55</b>	<b>76,55</b>	<b>61,68</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,07)	(0,24)	(0,28)
<b>PCS par. = prof.int.</b>	19,1%	<b>25,75</b>	<b>25,48</b>	<b>72,55</b>	<b>57,97</b>
(s.e.)		(0,06)	(0,06)	(0,24)	(0,27)
<b>PCS par. = indép.</b>	12,4%	<b>25,20</b>	<b>24,92</b>	<b>69,71</b>	<b>55,18</b>
(s.e.)		(0,09)	(0,09)	(0,31)	(0,34)
<b>PCS par. = employé</b>	17,3%	<b>25,09</b>	<b>24,91</b>	<b>67,35</b>	<b>52,79</b>
(s.e.)		(0,07)	(0,07)	(0,26)	(0,29)
<b>PCS par. = ouvrier</b>	31,9%	<b>24,73</b>	<b>24,24</b>	<b>63,75</b>	<b>50,75</b>
(s.e.)		(0,05)	(0,05)	(0,31)	(0,25)
<b>PCS par. = sans prof.</b>	2,5%	<b>24,24</b>	<b>23,61</b>	<b>59,95</b>	<b>46,22</b>
(s.e.)		(0,19)	(0,21)	(0,74)	(0,78)
<b>PCS = favorisée</b>	52,7%	<b>25,84</b>	<b>25,70</b>	<b>73,18</b>	<b>58,54</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,04)	(0,15)	(0,17)
<b>PCS = défavorisée</b>	47,3%	<b>24,80</b>	<b>24,43</b>	<b>64,74</b>	<b>51,21</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,04)	(0,16)	(0,17)
<b>Dipl. mère = bac ou +</b>	43,4%	<b>25,73</b>	<b>25,66</b>	<b>72,16</b>	<b>57,91</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,04)	(0,17)	(0,19)
<b>Dipl. mère &lt; bac</b>	56,6%	<b>24,95</b>	<b>24,55</b>	<b>66,09</b>	<b>52,37</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,04)	(0,15)	(0,16)
<b>Nat. élève = français</b>	93,8%	<b>25,34</b>	<b>25,09</b>	<b>69,34</b>	<b>55,18</b>
(s.e.)		(0,03)	(0,03)	(0,12)	(0,13)
<b>Nat. élève = étranger</b>	6,2%	<b>24,50</b>	<b>24,22</b>	<b>59,25</b>	<b>47,86</b>
(s.e.)		(0,11)	(0,12)	(0,50)	(0,53)
<b>Elève = garçon</b>	49,2%	<b>25,23</b>	<b>24,95</b>	<b>67,89</b>	<b>52,87</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,04)	(0,17)	(0,18)
<b>Elève = fille</b>	50,8%	<b>25,35</b>	<b>25,12</b>	<b>69,53</b>	<b>56,54</b>
(s.e.)		(0,04)	(0,04)	(0,16)	(0,17)

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEPP)

Lecture : Les élèves du panel secondaire 1995 scolarisés en ZEP (soit 10,8% des élèves du panel en troisième, en 1998-1999 pour les non-redoublants) ont en quatrième une taille de classe moyenne de 23,67 élèves, contre 25,48 hors ZEP. Leur score moyen aux évaluations de sixième est de 61,04 (ils ont répondu correctement à 61,04% des items) contre 69,68 pour les élèves scolarisés hors ZEP. Leur note moyenne au contrôle continu du brevet (moyenne des notes de français et de mathématiques au contrôle continu du brevet, convertie en score sur 100 points) est de 50,64, alors qu'elle est de 55,26 hors ZEP.

La "PCS parents" est la PCS (profession et catégorie et socioprofessionnelle) de la personne de référence du ménage. La PCS "sans profession" regroupe les chômeurs n'ayant jamais travaillé et les autres personnes sans profession (à l'exclusion des chômeurs et retraités, qui sont classés dans leur PCS d'origine). La PCS "favorisée" regroupe les PCS cadres, professions intermédiaires et indépendants; la PCS "défavorisée" regroupe les PCS employés, ouvriers et sans profession. Les "s.d." représentent les écarts-types de la distribution, et les "s.e." les écarts-types de l'estimateur de la moyenne de la distribution.

Note : Les données présentées ici et dans la suite de l'étude concernent uniquement les élèves atteignant la classe de troisième générale. En sont donc exclus les élèves fréquentant les classes de sections d'enseignement général et professionnel adapté (SEGPA), les classes de quatrième du dispositif aménagé et de quatrième technologique, ainsi que les classes de troisième d'insertion et de troisième technologique (soit environ 10% des élèves).

**Tableau 1.5** : Taille de classe de troisième générale et caractéristiques des élèves

	Ensemble des élèves	Taille de la classe fréquentée :		
		Taille de classe $\leq 23$	$24 \leq$ Taille de classe $\leq 27$	Taille de classe $\geq 28$
N. Obs.	14 515	4 159	6 588	3 768
%	100,0%	28,7%	45,4%	26,0%
Score évaluations de sixième	69,51	65,35	69,85	73,50
(s.d./s.e.)	(13,64)	(0,23)	(0,17)	(0,20)
% PCS favorisées	48,3%	38,6%	48,1%	59,3%
(s.d./s.e.)	(0,50)	(0,008)	(0,006)	(0,007)
% Diplôme mère = bac ou+	43,8%	35,8%	42,9%	54,1%
(s.d./s.e.)	(0,50)	(0,008)	(0,006)	(0,008)
% Nat. Élève = étranger	6,1%	7,8%	6,3%	3,9%
(s.d./s.e.)	(0,24)	(0,004)	(0,003)	(0,003)

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves du panel secondaire 1995 qui fréquentent en troisième des classes de taille réduite (23 élèves ou moins) sont des élèves qui avaient obtenu en moyenne un score de 65,35 points aux évaluations de sixième. Les élèves qui sont scolarisés en troisième dans des classes de taille intermédiaire (entre 24 et 27 élèves) ont obtenu un score de 69,85 aux évaluations de sixième, soit 4,5 points de plus que ceux qui fréquentent des tailles de classe réduite. Ce score est de 73,50 points pour les élèves scolarisés en troisième dans les classes les plus chargées (28 élèves ou plus). On retrouve ce même effet (les élèves scolarisés dans les classes de taille réduite ont en moyenne des caractéristiques moins favorables à la réussite scolaire) si on compare la moyenne par type de classes du point de vue de la PCS des parents ou du niveau d'éducation de la mère : parmi les élèves des classes les plus chargées, 59,3% sont d'origine favorisée (au sens de la PCS des parents) et 54,1% ont une mère ayant au moins le baccalauréat. Ces proportions tombent respectivement à 38,6% et 35,8% pour les élèves des classes de taille réduite.

### **1.5.3. Taille des classes et caractéristiques des élèves des lycées**

Comme pour les niveaux précédents, les statistiques descriptives indiquent que la répartition des élèves entre les classes de différentes tailles n'est pas aléatoire, et que les élèves ayant les caractéristiques les plus favorables à la réussite scolaire sont amenés à fréquenter des classes plus chargées. Ainsi les élèves issus de familles favorisées fréquentent-ils des classes comprenant en moyenne 29,03 élèves contre 28,29 pour les élèves défavorisés (cf. tableau 1.6). Là encore, ce constat se trouve confirmé quel que soit le critère utilisé, mais l'ampleur de ce phénomène semble moins forte qu'au collège ou au primaire, les différences de taille de classe observées entre catégories étant plus faibles. On peut y voir un effet de la sélection opérée dans les séries générales : environ 40% d'une classe d'âge fréquente les séries générales au lycée, et les élèves de ces classes se recrutent parmi les élèves ayant obtenu les meilleurs résultats dans les classes précédentes. La différence de profil sociodémographique et de résultats entre les élèves des petites et des grandes classes est ainsi moins importante qu'au collège, la population de départ étant moins hétérogène.

Le tableau 1.7 permet ainsi de constater que dans les classes les moins chargées (26 élèves ou moins), 61,5% des élèves sont de PCS favorisées, et 56,5% ont une mère diplômée, contre respectivement 68,6% et 61,4% dans les classes les plus chargées (33 élèves au moins), soit une différence respective de 7 et 5 points de pourcentage, là où les classes les plus chargées du collège comprenaient plus de 20% d'élèves favorisés de plus que les plus petites classes<sup>57</sup>.

---

<sup>57</sup> Une comparaison rigoureuse de ces chiffres imposerait que les pourcentages d'élève dans chacun des groupes défini soit les mêmes au collège et au lycée. La taille des classes n'étant pas une variable continue, il n'a cependant pas été possible de concevoir de tels regroupements. Le fait que les groupes des petites et grandes classes au collège regroupent une part moins importante des élèves contribue à grossir quelque peu le trait, mais la conclusion selon laquelle les élèves des petites et des grandes classes sont moins différents au lycée qu'au collège n'en est pas affectée.

**Tableau 1.6** : Les résultats aux évaluations de sixième, au contrôle continu du brevet et au baccalauréat dans le panel secondaire 1995 - Statistiques descriptives pour les élèves atteignant la terminale générale

	% Obs.	Taille de classe de première	Taille de classe de terminale	Moyenne aux évaluations 6 <sup>ème</sup> (0-100)	Moyenne au c.c. du Brevet (0-100)	Moyenne au Baccalauréat (0-100)
<b>Ensemble des élèves</b>		<b>28,75</b>	<b>28,78</b>	<b>78,39</b>	<b>65,06</b>	<b>54,16</b>
(s.d.)	100%	(5,66)	(5,62)	(9,69)	(10,76)	(11,46)
Nb.obs.		[5 841]	[5 841]	[5 534]	[5 157]	[5 635]
<b>Hors ZEP</b>	98,7%	<b>28,81</b>	<b>28,83</b>	<b>78,45</b>	<b>65,11</b>	<b>54,25</b>
(s.e.)		(0,07)	(0,07)	(0,13)	(0,15)	(0,15)
<b>ZEP</b>	1,3%	<b>23,93</b>	<b>24,86</b>	<b>73,17</b>	<b>60,81</b>	<b>47,13</b>
(s.e.)		(0,56)	(0,54)	(1,18)	(1,20)	(1,19)
<b>Secteur = public</b>	80,3%	<b>29,24</b>	<b>29,40</b>	<b>78,41</b>	<b>65,35</b>	<b>53,75</b>
(s.e.)		(0,08)	(0,08)	(0,15)	(0,17)	(0,17)
<b>Secteur = privé</b>	19,7%	<b>26,74</b>	<b>26,25</b>	<b>78,28</b>	<b>63,92</b>	<b>55,81</b>
(s.e.)		(0,21)	(0,19)	(0,28)	(0,33)	(0,32)
<b>PCS par. = cadre</b>	29,7%	<b>29,51</b>	<b>29,37</b>	<b>80,45</b>	<b>66,17</b>	<b>57,26</b>
(s.e.)		(0,13)	(0,13)	(0,22)	(0,28)	(0,28)
<b>PCS par. = prof.int.</b>	24,0%	<b>28,84</b>	<b>28,89</b>	<b>79,15</b>	<b>65,71</b>	<b>54,14</b>
(s.e.)		(0,15)	(0,15)	(0,26)	(0,29)	(0,30)
<b>PCS par. = indép.</b>	12,5%	<b>28,43</b>	<b>28,53</b>	<b>77,67</b>	<b>64,06</b>	<b>53,92</b>
(s.e.)		(0,22)	(0,22)	(0,36)	(0,41)	(0,42)
<b>PCS par. = employé</b>	13,6%	<b>28,31</b>	<b>28,31</b>	<b>76,89</b>	<b>63,19</b>	<b>52,04</b>
(s.e.)		(0,21)	(0,20)	(0,36)	(0,41)	(0,39)
<b>PCS par. = ouvrier</b>	19,2%	<b>27,98</b>	<b>28,27</b>	<b>75,97</b>	<b>64,76</b>	<b>51,18</b>
(s.e.)		(0,17)	(0,17)	(0,32)	(0,34)	(0,34)
<b>PCS par. = sans prof.</b>	1,0%	<b>28,27</b>	<b>28,28</b>	<b>74,89</b>	<b>60,91</b>	<b>50,62</b>
(s.e.)		(0,77)	(0,73)	(1,48)	(1,44)	(1,78)
<b>PCS = favorisée</b>	66,2%	<b>29,07</b>	<b>29,04</b>	<b>79,45</b>	<b>65,60</b>	<b>55,50</b>
(s.e.)		(0,09)	(0,09)	(0,15)	(0,18)	(0,19)
<b>PCS = défavorisée</b>	33,8%	<b>28,12</b>	<b>28,29</b>	<b>76,31</b>	<b>64,01</b>	<b>51,51</b>
(s.e.)		(0,13)	(0,13)	(0,24)	(0,26)	(0,25)
<b>Dipl. mère = bac ou +</b>	59,0%	<b>29,10</b>	<b>28,97</b>	<b>79,63</b>	<b>65,64</b>	<b>55,9</b>
(s.e.)		(0,09)	(0,09)	(0,16)	(0,20)	(0,20)
<b>Dipl. mère &lt; bac</b>	41,0%	<b>28,25</b>	<b>28,51</b>	<b>76,64</b>	<b>64,25</b>	<b>51,64</b>
(s.e.)		(0,12)	(0,12)	(0,21)	(0,23)	(0,22)
<b>Nat. élève = français</b>	96,0%	<b>28,76</b>	<b>28,77</b>	<b>78,69</b>	<b>65,22</b>	<b>54,30</b>
(s.e.)		(0,08)	(0,08)	(0,13)	(0,15)	(0,15)
<b>Nat. élève = étranger</b>	4,0%	<b>28,41</b>	<b>28,91</b>	<b>71,21</b>	<b>60,68</b>	<b>50,68</b>
(s.e.)		(0,35)	(0,33)	(0,81)	(0,85)	(0,83)
<b>Elève = garçon</b>	40,6%	<b>29,07</b>	<b>29,11</b>	<b>78,85</b>	<b>64,18</b>	<b>53,52</b>
(s.e.)		(0,11)	(0,11)	(0,20)	(0,23)	(0,25)
<b>Elève = fille</b>	59,4%	<b>28,53</b>	<b>28,56</b>	<b>78,07</b>	<b>65,66</b>	<b>54,59</b>
(s.e.)		(0,10)	(0,10)	(0,17)	(0,20)	(0,19)

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves du panel secondaire 1995 scolarisés en ZEP (soit 1,3% des élèves du panel en terminale, en 2001-2002 pour les non-redoublants) ont en première une taille de classe moyenne de 23,93 élèves, contre 28,81 hors ZEP. Leur score moyen aux évaluations de sixième (moyenne du score obtenu en mathématiques et en français, sur 100 points) est de 73,17 points, alors qu'il s'élève à 78,45 points pour les élèves scolarisés hors ZEP en terminale générale. Leur note moyenne au contrôle continu du brevet (moyenne des notes obtenues en français et en mathématiques, converties en score sur 100 points) est de 60,81 points, contre 65,11 points pour les élèves scolarisés hors ZEP. Leur note moyenne au baccalauréat (moyenne au baccalauréat de l'ensemble des matières pondérée par les coefficients en vigueur selon la série, et convertie en score sur 100 points) est de 47,13, alors qu'elle est de 54,25 hors ZEP.

La "PCS parents" est la PCS (profession et catégorie et socioprofessionnelle) de la personne de référence du ménage. La PCS "sans profession" regroupe les chômeurs n'ayant jamais travaillé et les autres personnes sans profession (à l'exclusion des chômeurs et retraités, qui sont classés dans leur PCS d'origine). La PCS "favorisée" regroupe les PCS cadres, professions intermédiaires et indépendants; la PCS "défavorisée" regroupe les PCS employés, ouvriers et sans profession. Les "s.d." représentent les écarts-types de la distribution, et les "s.e." les écarts-types de l'estimateur de la moyenne de la distribution.

**Note** : Les données présentées ici et dans la suite de l'étude concernent uniquement les élèves du panel atteignant la classe de terminale générale.

**Tableau 1.7** : Taille de classe de terminale générale et caractéristiques des élèves

	Ensemble des élèves	Taille de la classe fréquentée :		
		Taille de classe $\leq 26$	$27 \leq$ Taille de classe $\leq 32$	Taille de classe $\geq 33$
Nb Obs	5 841	1 851	2 107	1 883
%	100,0%	31,7%	36,1%	32,2%
Score évaluations de sixième	78,39	77,80	78,30	79,06
(s.d./s.e.)	(9,69)	(0,23)	(0,22)	(0,23)
Score contrôle continu brevet	65,06	64,03	65,23	65,90
(s.d./s.e.)	(10,76)	(0,26)	(0,25)	(0,27)
% PCS favorisées	66,2%	61,5%	68,2%	68,6%
(s.d./s.e.)	(0,47)	(0,011)	(0,010)	(0,011)
% Diplôme mère = bac ou+	59,0%	56,5%	58,9%	61,4%
(s.d./s.e.)	(0,49)	(0,011)	(0,011)	(0,011)
% Nat. Élève = étranger	4,0%	3,9%	4,2%	3,7%
(s.d./s.e.)	(0,19)	(0,005)	(0,004)	(0,004)

Source : Calculs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEPP)

Lecture : Les élèves du panel secondaire 1995 qui fréquentent en terminale des classes de taille réduite (26 élèves ou moins) sont des élèves qui avaient obtenu en moyenne un score de 77,80 points aux évaluations de sixième et 64,03 points au contrôle continu du brevet (score sur 100). Les élèves qui sont scolarisés en terminale dans des classes de taille intermédiaire (entre 27 et 32 élèves) ont obtenu un score de 78,30 aux évaluations de sixième et 65,23 points au contrôle continu du brevet. Ces scores sont respectivement de 79,06 points et 65,90 points pour les élèves scolarisés en terminale dans les classes les plus chargées (33 élèves ou plus). Parmi les élèves des classes les plus chargées, 68,6% sont d'origine favorisée (au sens de la PCS des parents) et 61,4% ont une mère ayant au moins le baccalauréat, contre 61,5% de PCS favorisées et 56,5% de mère diplômée pour les élèves des classes de taille réduite.

L'examen comparé des inégalités de réussite scolaire telles qu'elles apparaissent dans le panel secondaire 1995 (cf. tableaux 1.4 et 1.6) peut conduire à relever une contraction des inégalités apparentes de réussite scolaire à mesure que l'on progresse dans le cursus scolaire. Si l'on considère les élèves atteignant la classe de terminale générale, on constate ainsi que l'écart entre enfants de cadres et enfants d'ouvriers sur la moyenne des notes obtenues au baccalauréat (notes converties sur une échelle de 0 à 100) dépasse à peine 6 points (cf. tableau 1.6), alors que le même écart pour les tests d'évaluation de compétences à l'entrée en CP et CE2 atteignait respectivement 9 et 11,5 points pour les enfants du panel primaire 1997 (cf. tableau 1.1)<sup>58</sup>. Le fait que cet écart plus réduit soit dû (au moins pour une large part) à un effet de sélection est confirmé par l'examen de la composition sociale (29,7% d'enfants de cadres et 19,2% d'enfants d'ouvriers parmi les enfants atteignant la terminale générale, contre respectivement 16,8% et 38,6% à l'entrée en primaire), mais surtout par l'examen des écarts constatés au niveau des tests de compétences à l'entrée en 6<sup>ème</sup>. L'écart entre enfants de cadres et d'ouvriers n'est que de 4,5 points parmi les enfants atteignant la terminale (cf. tableau 1.6), alors qu'il dépasse 12,5 points parmi l'ensemble des enfants atteignant la troisième générale, soit 90% des enfants (cf. tableau 1.4). On notera par ailleurs que les notes au contrôle continu du brevet des collèges semblent atténuer les inégalités scolaires par rapport aux autres indicateurs de réussite scolaire, ce qui laisse à penser que le contrôle continu est légèrement biaisé et constitue au moins en partie un indicateur relatif (à la classe ou à l'établissement) de la réussite individuelle.

Au-delà de ces intéressantes variations entre le primaire et le secondaire, l'enseignement général de cette analyse est que le ciblage des moyens en faveur des élèves et établissements défavorisés existe, mais reste d'une ampleur relativement limitée dans le système scolaire français des années 1990-2000. Ce ciblage est toutefois suffisamment substantiel pour introduire un biais important dans l'estimation de l'impact de la taille de classe.

Le tableau ainsi dressé est celui d'une relation qui semble linéaire entre la taille de classe et les caractéristiques des étudiants, tant pour les élèves des lycées que pour ceux des collèges et des écoles primaires. Il diffère en cela de celui dressé par Urquiola et Verhoogen (2009), qui montrent une relation en U inversé entre revenu du ménage et taille des classes, dans les écoles chiliennes. La partie croissante reflète le fait que les écoles les moins

---

<sup>58</sup> Cela ne peut s'expliquer qu'en partie seulement par le fait que l'écart-type est de 11,5 dans le premier cas (tableau 1.6.), et de 15-15,5 dans le second (tableau 1.1.). Le fait même que l'écart-type des notes au baccalauréat soit plus faible que celui des tests de primaire traduit sans doute en partie le fait que la sélection a déjà largement eu lieu (il est également possible que les épreuves soient en elles-mêmes moins discriminantes).

efficaces peinent à remplir leurs classes, et sont également celles qui scolarisent les élèves les moins favorisés, dans un équilibre de marché où les écoles sont libres de fixer le prix de la scolarité. La partie décroissante tient au fait que dans les écoles les plus efficaces, l'objectif de qualité de l'enseignement prédomine : les écoles obtiennent un profit plus grand en diminuant la taille de classe et en augmentant les frais de scolarité. Ce résultat est très lié au contexte chilien, mais il permet de mieux comprendre la nature des biais qui sont à même d'affecter les estimations dans les différents systèmes scolaires. En cas de relation linéaire entre caractéristiques des élèves et taille de classe, les estimations OLS sous-estimeront l'impact réel d'une réduction de taille de classe pour tous les élèves, ce qui n'est plus vrai en cas de relation en U inversé.

## **1.6. Stratégie d'identification : l'utilisation des seuils d'ouverture de classes dans le contexte scolaire français**

### **Problématique**

Le problème auquel se heurtent des estimations visant à identifier l'impact de la taille des classes sur la réussite est le placement non aléatoire d'élèves possédant des aptitudes scolaires différentes entre classes plus ou moins chargées. Les statistiques présentées à la section 1.5. montrent ainsi de manière spectaculaire que les élèves possédant les caractéristiques les plus favorables à la réussite scolaire fréquentent en moyenne des classes plus chargées. L'étude de ces différences entre petites et grandes classes montrent qu'elles sont non seulement statistiquement significatives, mais également très substantielles : il ne s'agit pas d'un phénomène de second ordre.

Les raisons principales derrière ce placement non-aléatoire des élèves entre classes de taille différentes, tiennent, comme montré plus haut, au choix de l'école par les parents, au ciblage des moyens sur les écoles et les élèves en difficulté par les acteurs publics (répartition entre écoles) et à l'affectation des élèves les plus en difficulté à de plus petites classes dans les écoles. Des mécanismes impliquant une relation inverse peuvent également exister : on pourrait par exemple imaginer que les parents recherchent activement les écoles ayant les plus petites classes, ou cherchent à faire affecter leurs enfants dans les plus petites classes à l'intérieur des écoles, afin de favoriser la réussite scolaire de leurs enfants. Ainsi les élèves des plus petites classes seraient ceux dont les parents sont les plus attentifs à l'éducation, impliquant un biais inverse à ceux envisagés plus haut. Dobbelsteen, Levin et

Oosterbeek (2002) évoquent ainsi un tel mécanisme pour justifier de l'incertitude quant à la direction du biais qui affecte les estimateurs OLS. Outre les limites au choix scolaire évoquées précédemment, il est permis de penser que la nature de l'information dont devraient disposer les parents le rend peu crédible. Quelles qu'en soient les explications, les statistiques présentées à la section précédente ne laissent aucun doute quant à la direction du biais en cause : les estimateurs OLS sous-estiment le véritable effet d'une réduction de la taille des classes. Pour le dire autrement, ces estimateurs doivent être considérés comme une borne inférieure de l'impact d'une réduction de la taille des classes sur la réussite scolaire<sup>59</sup>.

### **L'existence des seuils d'ouverture et de fermeture de classes dans le système scolaire français**

La méthodologie utilisée afin de dépasser ces difficultés consiste à exploiter les discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes, à trois niveaux du système scolaire français (écoles primaires, collèges et lycées). Contrairement à la situation en Israël dont tirent profit Angrist et Lavy (1999), il n'existe pas de seuil national uniforme en France, et les seuils appliqués peuvent varier localement suivant les académies et les classes. En pratique, de très forts effets de seuil sont constatés, mais le seuil réel appliqué par les académies dans le processus d'allocation des moyens aux établissements reste inobservable pour le chercheur. Seul un niveau fait l'objet d'un seuil trouvant une justification normative au niveau national : le seuil de 35 élèves est mentionné par la loi d'orientation sur l'éducation du 10 juillet 1989, qui pose comme objectif de « ne laisser subsister aucune classe à plus de trente-cinq élèves dans les lycées d'ici à 1993 »<sup>60</sup>. Notre démarche consistera à retenir, pour chaque niveau et pour chaque catégorie d'établissements (publics en éducation prioritaire et hors éducation prioritaire, privés), le seuil qui explique le mieux la taille réelle constatée, au niveau national. Le chapitre 2 présente ainsi les régressions de première étape, où la taille des classes effective des élèves est expliquée par la taille des classes théorique qui résulteraient d'une application mécanique des seuils d'ouverture et de fermeture considérés. Pour chaque niveau et pour chaque catégorie d'établissements, le seuil retenu sera celui qui permet le plus grand  $R^2$  dans ces régressions de première étape, c'est-à-dire la taille de classe théorique qui permet d'expliquer la plus grande part de la variance de la taille de classe réelle. Pour le primaire,

---

<sup>59</sup> Ou de manière équivalente une borne supérieure de l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire.

<sup>60</sup> « *Les missions et les objectifs fixés par la nation* », Rapport annexe à la loi du 10 juillet 1989.

cette approche revient à exploiter des seuils légèrement différents de Piketty (2004) et Piketty et Valdenaire (2006), qui postulent un seuil à 30 élèves pour l'ensemble des écoles.

Ces effets de seuils sont bien présents en pratique. Pour les écoles primaires, l'annexe A présente la distribution des tailles de classes en CE1 (graphiques A3 et A4 pour le CE1, A7 et A8 pour le CM2). L'examen de cette distribution révèle qu'aucune classe ou presque ne comprend plus de 30 élèves dans les écoles publiques (moins de 0,5% des classes de CE1 comptent plus de 30 élèves). Le constat est proche en CM2, où à peine plus de 1% des classes comprennent plus de 30 élèves. Les écoles en ZEP connaissent des classes en moyenne plus petite, qui décale l'ensemble de la distribution vers la gauche, mais aboutit surtout à une plus grande rareté des classes de plus de 26 élèves, et à une quasi-absence de classes de plus de 28 élèves. Enfin, l'analyse de la distribution pour les écoles privées (cf. graphiques A4 et A8 pour le CE1 et le CM2) révèle une plus grande dispersion des tailles de classes, qui a pour conséquence de compter davantage de classes de 30 élèves (environ 2,5% en CE1 et 5% en CM2). L'annexe A permet également de présenter la distribution de la taille moyenne des classes par école, sur laquelle se fonde notre instrument (graphiques A5 et A6 pour le CE1, A9 et A10 pour le CM2). Cette distribution, dans les écoles primaires, est relativement proche de celle des tailles de classes, en raison de la petite taille des écoles des quelques 38 000 écoles primaires, dont beaucoup ne comptent qu'une classe par niveau, voire des classes comprenant plusieurs niveaux. Son examen renforce toutefois le constat de l'application effective de seuils de taille de classe.

Concernant les collèges, les graphiques A11 et A12 pour la classe de quatrième, A15 et A16 pour la classe de troisième (présentés en annexe A), permettent d'illustrer graphiquement la présence d'effets de seuils de manière plus spectaculaire encore que pour les écoles primaires. Si la distribution des tailles de classes dans les écoles primaire prend une forme d'une loi normale, celle-ci paraît tronquée à 30 élèves dans les collèges publics. Ainsi en quatrième générale (cf. graphique A11), environ 4,5% des classes contiennent 30 élèves, et seulement 0,75% des classes en comprennent 31, les classes de plus de 30 élèves représentant au total à peine plus de 1% du total. Le constat est très proche en troisième générale. Comme au primaire, la dispersion des classes apparaît plus importante pour les collèges privés, où les classes de 31 et 32 élèves ne sont pas rares (cf. graphiques A12 et A16). Si la distribution des tailles de classes montre que les classes de plus de 30 élèves sont peu fréquentes dans les collèges publics (cf. graphiques A11 et A15), l'examen de la distribution des tailles de classes moyennes par collège indique que la présence de classes de 29 et 30 élèves résulte en grande partie de la répartition inégale des tailles de classes dans les

établissements, car les établissements présentant une taille des classes moyenne supérieure à 28 élèves en quatrième et en troisième sont nettement plus rares (cf. graphiques A13 et A17).

Enfin, les graphiques A19 à A26 présentent la distribution des tailles des classes et des tailles moyennes par établissement et par série<sup>61</sup> pour les lycées publics et privés<sup>62</sup>, en classe de première et de terminale générale. La distribution prend une forme nettement différente de celle constatée au primaire ou au collège, la contrainte de 35 élèves semblant « mordre » bien davantage que pour les niveaux précédents. Il est ainsi remarquable qu'en terminale générale, toutes séries confondues, le mode soit de 35 élèves (10% des classes) et la deuxième taille la plus fréquente 34, alors que les classes de 36 élèves et plus sont très peu fréquentes (moins de 2% des classes au total). Le seuil de 35 élèves semble donc appliqué de manière très rigoureuse dans les établissements publics. Ce fait apparaît cohérent avec le fait que la taille des classes moyenne dans les séries générales des lycées est plus élevée que pour les niveaux précédents, et que ce seuil est le seul à avoir été établi législativement. Concernant les lycées privés, l'application de ce seuil semble beaucoup moins systématique, la distribution, beaucoup plus étalée, présentant en outre une forme différente. Au final, les classes de plus de 35 élèves restent relativement rares, y compris dans les établissements privés, et peu d'établissements présentent une moyenne de taille de classes supérieure à 35 (3,37% des classes en première générale, 2,03% en terminale générale).

## **1.7. Conclusion**

Le problème méthodologique central qui doit être surmonté tient à l'affectation non aléatoire des élèves aux différentes tailles de classe : pour des raisons diverses, les meilleurs élèves ont tendance à fréquenter les classes les plus chargées.

Les méta-analyses des premières études montrent des effets contrastés selon les méthodes d'intégration des résultats. La voie la plus satisfaisante pour traiter ces biais consiste toutefois à recourir à une véritable expérience contrôlée, à l'image de l'expérimentation STAR aux Etats-Unis. La procédure totalement aléatoire d'assignation

---

<sup>61</sup> Si l'ouverture d'une nouvelle classe au primaire ou au collège s'envisage en fonction des effectifs du niveau considéré, la question se pose différemment dans les lycées : l'ouverture de classe doit être considérée par série (S, ES, L). On ouvrira ainsi une nouvelle classe lorsque les effectifs de S en première générale dépasseront 35, et pas lorsque l'effectif total du niveau dépasse ce chiffre.

<sup>62</sup> La distribution des tailles de classe en ZEP n'est pas présentée séparément, contrairement aux niveaux précédents, en raison du faible nombre de lycées classés en éducation prioritaire.

des élèves aux classes garantit en principe une identification non biaisée du véritable impact causal de la taille des classes sur la réussite scolaire. Les résultats démontrent un avantage très net pour les élèves assignés aux petites classes. Par ailleurs, l'effet d'avoir fréquenté des classes de taille réduite persiste plusieurs années après le retour des élèves dans des classes de taille conforme à la moyenne.

Dans cette recherche d'une prise en compte des biais liés à l'endogénéité de la taille des classes, d'autres études développent des méthodes quasi-expérimentales, avec la mise en œuvre de variables instrumentales. La stratégie d'identification mobilisée ici s'inscrit dans ce courant de recherche, et consiste à instrumenter la taille de classe de l'élève par la taille de classe moyenne de l'établissement afin de purger l'impact estimé des effets de sélection intra-établissements et de tenir compte des effets de sélection inter-établissement en estimant des effets fixes d'écoles. D'autres études exploitent également des discontinuités dans la relation liant l'effectif du niveau de l'élève et la taille des classes, ou encore une stratégie d'identification utilisant la variation dans le temps de la taille des classes spécifiques à une matière.

Parmi les stratégies d'identification les plus convaincantes, l'approche consistant à exploiter les seuils d'ouverture et de fermeture de classe, initiée par l'article d'Angrist et Lavy (1999) a probablement été la plus influente, par la teneur de ses résultats d'une part, par le fait qu'elle a engendré un vaste courant de la littérature d'autre part.

Ce travail séminal sur données israéliennes a ainsi été repris dans de nombreux autres pays (Etats, Unis, Bolivie, Pologne, Danemark, Norvège...). Les résultats des estimations de Moindres Carrés Ordinaires (OLS) sur ces pays montrent le plus souvent un effet significativement positif de l'augmentation de la taille de classe sur les résultats scolaires lorsqu'aucun contrôle de l'origine sociale n'est inclus. Les effets estimés en OLS s'avèrent nettement inférieurs (mais certains restent significativement positifs) lorsque des variables d'origine sociodémographiques sont ajoutées à la spécification. La stratégie de variable instrumentale modifie radicalement les résultats : l'effet d'une augmentation de la taille de classe sur les indicateurs de résultats devient significativement négatif dans la plupart des pays, d'autres articles concluant à l'absence d'effet significatif.

Les sources mobilisées dans le cadre des chapitres 1 et 2 comprennent des données de panels (panel d'entrants au CP en 1997 pour le primaire, panel d'entrants en 6ème en 1995 pour le secondaire), ainsi que des données administratives comme l'enquête N°19 pour le

primaire, la base du Diplôme National du Brevet pour les collèges ou la base « Scolarité » pour l'ensemble du secondaire.

Le chapitre 1 a mis en évidence une évolution contrastée de la taille des classes entre les différents niveaux du système scolaire français. Ainsi, la taille des classes de primaire observe une légère baisse depuis le début des années 1990, comparée à la diminution beaucoup plus importante constatée dans les années 1960. Dans les collèges français, la taille moyenne des classes a également légèrement diminué au cours de la dernière décennie tandis que la situation dans les lycées est restée assez stable sur la période. Ces variations de la taille des classes reflètent en partie des variations démographiques comme l'évolution de la taille des cohortes des élèves, mais renseignent surtout sur les priorités qui ont guidé l'allocation des ressources, illustrant dans le cas français un renforcement sensible des moyens alloués aux écoles primaires. L'augmentation de l'écart de tailles de classes entre écoles en ZEP et hors ZEP indique aussi que ces moyens ont été ciblés sur les Zones d'Education Prioritaire. Ce ciblage des moyens sur les établissements défavorisés apparaît moins marqué au collège qu'au primaire et se révèle quasi-inexistant au lycée.

Par ailleurs, pour les trois niveaux considérés, un lien très fort existe entre difficultés scolaires et placement dans une classe de petite taille. Cette corrélation entre taille des classes et inégalités scolaires a été présentée au travers de plusieurs statistiques descriptives illustrant l'affectation non aléatoire des élèves de caractéristiques différentes entre classes de différentes tailles. Trois raisons principales sont identifiées : le choix des parents, les mécanismes de ciblage des moyens par les pouvoirs publics et le placement non aléatoire entre classes à l'intérieur d'un établissement.

Le placement observé des élèves les plus en difficulté dans les petites classes reflète donc des biais de sélection importants qui incitent à considérer avec prudence les résultats des articles ne traitant pas explicitement de l'endogénéité de la taille de classe. L'analyse des statistiques descriptives du chapitre 1 illustre ainsi la nécessité de recourir à des stratégies d'identification plus robustes afin d'évaluer l'impact de la taille de classe sur les résultats scolaires.

La fin du chapitre 1 vérifie l'hypothèse de l'existence de seuils d'ouverture et de fermeture de classes, qui serviront de base à la stratégie empirique développée dans l'ensemble du chapitre 2. Il apparaît ainsi qu'en dépit d'un seuil national uniforme comme celui existant en Israël, aucune classe ou presque ne comporte plus de 30 élèves dans les écoles primaires publiques, les écoles en ZEP appliquant un seuil encore plus restrictif,

puisque les classes de 26 élèves ou plus s'avèrent très rares. Au collège, une limite de 30 élèves par classe apparaît nettement, la distribution de la taille des classes semblant respecter une loi proche de la loi normale. Au lycée, le seuil de 35 élèves semble appliqué de manière très rigoureuse, la forme prise par la distribution indiquant que ce seuil constitue une contrainte forte pour un grand nombre d'établissements. Pour le primaire comme pour le collège, la distribution des tailles de classes dans les établissements privés apparaît plus étalée que dans les établissements publics et les seuils de classe appliqués de manière plus hétérogène. La présence de ces forts effets de seuils pour les trois niveaux d'enseignement (écoles primaires, collèges et lycées) servira de base à la stratégie d'estimation mise en œuvre dans le chapitre 2, afin de réduire le biais lié à l'endogénéité de la variable taille de classe.

## Chapitre 2

# Des enfants plus grands ont-ils moins besoin de petites classes ?

### 2.1. Introduction

Le chapitre 1 a mis en évidence une corrélation entre les caractéristiques individuelles des élèves et la taille des classes, illustrant le problème d'endogénéité de cette variable qu'il est nécessaire de traiter afin d'estimer l'impact de la taille des classes. Le chapitre 2 met ainsi en œuvre des estimations basées sur les discontinuités observées dans la taille de classe, utilisant la taille de classe théorique comme variable instrumentale pour prédire la taille observée, et permet ainsi d'obtenir des estimations non biaisées et homogènes entre les trois niveaux d'enseignement de l'impact causal de la taille de classe sur la réussite scolaire.

La première section (2.2) de ce chapitre présente la stratégie d'identification retenue pour l'ensemble du chapitre, et revient sur les hypothèses nécessaires à l'application de régression par discontinuités. Dans un second temps (section 2.3), nous présentons les résultats des estimations de moindres carrés ordinaires (MCO) pour le primaire, ainsi que ceux des estimations 2SLS exploitant les seuils d'ouverture et de fermeture de classes mises en évidence dans le précédent chapitre. Pour cette seconde stratégie, les régressions de première étape permettent de sélectionner la taille théorique des seuils de classes qui expliquent le mieux la taille des classes réelle observées sur l'ensemble des écoles primaires françaises. Dans une deuxième étape, ces seuils sont utilisés comme variables instrumentales dans l'estimation de l'impact de la taille de classe sur les résultats scolaires des élèves. Les sections 2.4 et 2.5 présentent de manière similaire les résultats de l'impact de la taille des classes respectivement pour le collège et les lycées.

Peu d'études permettent véritablement de comparer les effets de la taille de classe à plusieurs niveaux d'enseignement. Les données disponibles permettant d'estimer l'impact

de la taille des classes pour le primaire aussi bien que pour les premier et second cycle du secondaire, la comparaison de l'ampleur des effets de la taille de classe, exprimés en pourcentage d'écart-type, constitue l'un des principaux apports de cette partie. Elle sera présentée dans la section 2.6 de ce chapitre.

La section 2.7 permet de présenter des simulations de réformes ciblées de réduction de la taille des classes et leur impact sur les inégalités scolaires en France. Ces simulations de politiques de réduction de la taille des classes ciblées sur les écoles prioritaires à différents niveaux permettent tout à la fois de donner un caractère concret à ces estimations, et d'apporter de premiers éléments de réponse à cette question du ciblage des moyens comme instrument de politique publique visant à réduire les inégalités de réussite scolaire. Trois simulations de réformes, basées sur les coefficients estimés dans les sections précédentes, sont présentées : la suppression des ZEP tout d'abord, une réduction de la taille moyenne des classes de 5 élèves dans les écoles classées en ZEP ensuite, et enfin la réforme qui permettrait d'annuler l'écart de résultats observé entre les classes ZEP et hors ZEP. Toutes ces réformes sont présentées à moyens globaux constants, et consistent donc en une réallocation des moyens existants.

Enfin, sont présentés en conclusion du chapitre quelques éléments permettant d'envisager les mécanismes expliquant l'existence d'un impact significatif (et positif) d'une réduction de la taille des classes sur les apprentissages des élèves.

## **2.2. Stratégie d'identification et spécifications**

La présence de ces forts effets de seuils nous permet de mettre en place pour les trois niveaux d'enseignement (écoles primaires, collèges, lycées) la même stratégie d'estimation consistant à utiliser la taille théorique comme variable instrumentale pour prédire la taille observée, et d'obtenir ainsi des estimations homogènes entre les trois niveaux et en principe non biaisés de l'impact causal de la taille des classes sur la réussite scolaire. De telles discontinuités sont essentielles pour identifier l'effet de la taille de classe, car elles constituent des variations potentiellement exogènes de la taille des classes, et peuvent donc être utilisées comme des « expériences naturelles » pour mesurer l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire. Lorsque le seuil est de 30 élèves, le fait que la taille de cohorte d'élèves en âge d'entrer en terminale dans un établissement et une série donnée soit

de 31 ou 32 au lieu de 28 ou 29 dépend en effet des hasards de la démographie locale, et non pas des caractéristiques non observables des élèves en question.

Une différence importante par rapport à l'article séminal d'Angrist et Lavy (1999) est que les estimations seront menées au niveau individuel, là où l'unité d'observation d'Angrist et Lavy (1999) est la classe. Les données de panel que nous utilisons pour les trois niveaux sont nettement plus riches (cf. infra) que celles utilisées par Angrist et Lavy et permettent, au-delà de la mise en œuvre de la stratégie fondée sur les seuils d'ouverture de classe, de jeter un regard rétrospectif sur la fiabilité des résultats obtenus grâce à de simples régressions OLS. L'utilisation de données administratives en coupe pour le collège (en classe de troisième) permettra à ce titre de comparer les résultats obtenus sur les données de panel avec ceux que produit la même analyse sur des données nettement moins riches, comparables par la nature des variables à celles d'Angrist et Lavy (1999), mais permettant de bénéficier d'estimations extrêmement précises, étant donné la taille des échantillons (quasiment exhaustifs au niveau national).

### **Le modèle**

Supposons que la fonction de production d'éducation estimée est la suivante, où le score  $y$  de l'individu  $i$  dans l'école  $s$  et la classe  $c$  est donné par l'équation suivante :

$$(1) \quad y_{ics} = \alpha + \beta_c C_{cs} + \beta_x X_{ics} + \beta_z Z_s + \varepsilon_{ics}$$

où  $y_{ics}$  est le score de l'élève  $i$  dans la classe  $c$  de l'école  $s$ ,  $C_{cs}$  est la taille de la classe fréquentée par l'élève,  $X_{ics}$  est un vecteur de caractéristiques de l'élève,  $Z_s$  un vecteur de caractéristiques de l'établissement fréquenté, et  $\varepsilon_{ics}$  le terme d'erreur.

Le coefficient de taille de classe  $\beta_c$  est le paramètre d'intérêt. Il s'interprète comme le nombre de points d'augmentation ou de diminution du score de l'élève associé à une augmentation d'un élève de la taille de classe. L'équation (1) sera tout d'abord estimée par des régressions de moindres carrés ordinaires (OLS).

Concernant les estimations 2SLS, la taille des classes prédite par la règle d'ouverture et de fermeture de classe est donnée par l'équation suivante :

$$(2) \quad C_s^*(E) = \frac{E_s}{n^*(E_s)} = \frac{E_s}{\text{int}\left(\frac{E_s - 1}{C_{\max}}\right) + 1}$$

où  $E_s$  est l'effectif de l'école au niveau considéré,  $n$  le nombre de classes de l'école et  $C_{\max}$  la taille de classe maximale, au-delà de laquelle une nouvelle classe est ouverte.

L'impact de la taille de classe sur les résultats scolaires sera estimé par des régressions de two-stage least squares (2SLS), dont la première étape consiste à régresser la taille de classe réelle sur la taille de classe prédite :

$$(3) \quad C_s = \lambda + \gamma C_s^* + e_s$$

L'impact est estimé en deuxième étape :

$$(4) \quad y_{ics} = \alpha + \beta_c \hat{C}_s + \beta_x X_{ics} + \beta_z Z_s + \varepsilon_{ics}$$

où  $y_{ics}$  est le score de l'élève  $i$  dans la classe  $c$  de l'école  $s$ ,  $\hat{C}_s$  la valeur prédite de la taille de classe issue de l'équation (3),  $X_{ics}$  est un vecteur de caractéristiques de l'élève,  $Z_s$  un vecteur de caractéristiques de l'établissement fréquenté, et  $\varepsilon_{ics}$  le terme d'erreur.

Urquiola et Verhoogen (2009) attirent l'attention sur une hypothèse cruciale pour la validité des régressions exploitant de telles discontinuités. Leur modèle théorique de choix de la taille de classe par les écoles, dans un contexte institutionnel inspiré du système scolaire en vigueur au Chili, montre que les écoles peuvent être réticentes à l'ouverture d'une classe supplémentaire, et se montrer plus sélectives à l'approche des points de discontinuité. Si tel est le cas, alors la discontinuité de la taille de classe risque de s'accompagner de discontinuités des caractéristiques des élèves. Leur modèle trouve une confirmation dans les données exploitées par les auteurs, qui concernent les élèves de CM1 (4th grade) des écoles chiliennes : les élèves ont des caractéristiques qui diffèrent en moyenne des deux côtés de la discontinuité de taille de classe.

Ce problème potentiel est très lié à la capacité des écoles à manipuler leurs effectifs totaux d'autre part, et à sélectionner les élèves qu'elles scolarisent d'autre part. Plus le système scolaire en question donne de latitude aux écoles dans ces deux dimensions, plus les stratégies d'identification fondées sur l'exploitation des seuils d'ouverture de classe sont à considérer avec prudence.

Le système scolaire chilien est probablement un de ceux où les écoles sont le plus en capacité de déterminer de manière autonome leurs effectifs, et de sélectionner leurs étudiants sur la base de motifs très variés. Le système français présente des caractéristiques en tout point opposées : les écoles n'ont que très peu d'influence tant sur les effectifs totaux que sur la sélection des élèves qu'elles scolarisent.

L'hypothèse clé pour interpréter comme causale la relation estimée entre taille de classe et résultats scolaires dans les regression discontinuity designs est que la relation entre effectif et caractéristiques des élèves (ou toute variable influençant les résultats scolaires des élèves) soit continue autour des points de discontinuité de la taille de classe. L'article d'Urquiola et Verhoogen permet à ce titre de montrer que cette hypothèse a toutes les chances d'être violée lorsque le système scolaire permet aux écoles de sélectionner leurs élèves et de manipuler précisément leurs effectifs, et donne aux parents une grande liberté de choix scolaire.

L'interprétation causale de nos résultats repose sur l'hypothèse d'une relation continue entre la variable déterminante le traitement (ici, l'effectif) et les caractéristiques des élèves. Cette condition peut être remise en cause si les écoles sont en mesure d'exercer un contrôle précis sur la variable déterminant le traitement.

Mc Ewan et Urquiola (2005) suggèrent ainsi qu'un regression discontinuity design à la Angrist-Lavy est peu approprié dans des contextes institutionnels où :

- les agents ont la possibilité et un intérêt à manipuler leurs effectifs à proximité des points de discontinuité
- les agents sont capables de manipuler précisément cette variable en choisissant la valeur d'une variable discrète, par exemple l'effectif d'un niveau dans une école.

Exprimé différemment, la variation discontinue de la taille des classes ne doit pas être corrélée à la partie inexpliquée des performances des élèves. Empiriquement, ces remarques incitent à effectuer plusieurs tests. Tout d'abord, la distribution des effectifs des écoles doit être étudiée, afin de déterminer la capacité des écoles à se placer précisément d'un côté ou de l'autre des seuils d'ouverture de classe. Ensuite, les caractéristiques des élèves des deux côtés de cette discontinuité doivent être étudiées : elles doivent être semblables des deux côtés de la discontinuité.

### **2.3. L'impact de la taille des classes au primaire**

Ce chapitre reprend les données et la méthode développée par Piketty (2004) et Piketty et Valdenaire (2006) afin d'harmoniser les spécifications et le champ des régressions avec les régressions présentées pour le secondaire, et les complète dans plusieurs directions.

La disponibilité des résultats aux évaluations de sixième des élèves du panel primaire 1997 permet de présenter des estimations de l'impact de la taille de classe de CM2. Du fait de la grève administrative des directeurs d'écoles, l'effectif total en CM2 des écoles n'est toutefois disponible que pour une fraction très limitée des écoles pour les années données (moins de 20% des écoles), ce qui empêche malheureusement d'appliquer la stratégie de variables instrumentales à la classe de CM2 pour les élèves du panel.

Concernant l'estimation de l'impact de la taille de classe de CE1, une différence importante par rapport aux estimations de Piketty (2004) tient au fait que les seuils utilisés pour les estimations 2SLS sont comme pour les collèges et les lycées ceux qui maximisent le  $R^2$  de la régression de première étape pour chaque catégorie d'école, ce qui amène à retenir des seuils d'ouverture différents pour les écoles privées et les écoles classées en zone d'éducation prioritaire.

L'interprétation des résultats pour le primaire doit tenir compte de la présence de cours multiples<sup>63</sup> : lorsque le nombre de CE1 franchit un seuil d'ouverture de classe, plusieurs options existent, à l'inverse de la situation dans les collèges et les lycées. En effet, il est alors possible d'ouvrir une classe supplémentaire, ou d'ouvrir un cours multiple. Les régressions de première étape montrent ainsi que la capacité à prédire la taille de classe effective de la règle d'ouverture et de fermeture est inférieure à ce que l'on constate dans les niveaux supérieurs. Piketty (2004) présentait les résultats pour les élèves des classes uniques. Cependant, dans les écoles comprenant des classes multiples, l'arbitrage entre l'ouverture de classe et le fait de compléter une classe multiple peut amener à renforcer le lien entre la taille de classe et les caractéristiques des élèves. Nos estimations centrales reposeront donc uniquement sur les élèves scolarisés dans des écoles ne comptant que des classes uniques. Nous présenterons toutefois en annexe les résultats pour les élèves des classes uniques<sup>64</sup> ainsi que pour l'ensemble des élèves, classes uniques et classes multiples confondues. Enfin, le champ des estimations intègre les élèves redoublants, les estimations de Piketty (2004) se concentrant sur les élèves n'ayant pas redoublé, et les spécifications retenues diffèrent très légèrement, afin d'être aussi comparables que possible à celles retenues pour le secondaire.

---

<sup>63</sup> Ou classes multiples : classes dans lesquelles des élèves de plusieurs niveaux sont scolarisés.

<sup>64</sup> Comprenant donc une partie d'élèves de classes uniques, scolarisés dans des écoles comprenant toutefois une ou des classe(s) multiple(s).

### **2.3.1. Estimations OLS pour les élèves des écoles primaires**

#### **Résultats des estimations OLS pour la classe de CE1**

Le tableau 2.1 présente les résultats de l'estimation de l'équation (1) par une régression de moindres carrés ordinaires. Pour des raisons de comparabilité avec les estimations de variables instrumentales présentés à la section suivante, les régressions présentées portent sur les élèves de CE1 scolarisés en cours unique, c'est-à-dire dont la classe ne comprend que des élèves de CE1, dans des écoles dont aucune classe comportant des élèves de CE1 n'est un cours multiple.

L'estimation de l'équation (1) par une régression OLS n'incluant aucune variable de contrôle produit un coefficient positif et statistiquement significatif : l'augmentation de la taille de classe d'un élève est associée à une augmentation du score obtenu par l'élève de 0,320 point (colonne 1), reflétant la corrélation entre la fréquentation de grandes classes et des caractéristiques favorables à la réussite scolaire constatée dans les statistiques descriptives. Ce résultat mêle donc l'impact causal de la taille des classes et l'impact des différences de caractéristiques (observables et inobservables) entre les élèves des petites et des grandes classes. De fait, l'inclusion des variables de contrôle disponibles fait diminuer l'association positive constatée sans contrôle<sup>65</sup>.

Si le fait de contrôler de la taille des classes précédentes fait légèrement diminuer le coefficient estimé en valeur absolue, c'est l'introduction des variables sociodémographiques<sup>66</sup> (colonne 3) qui le rend négatif mais non significatif. L'introduction de variables reflétant le passé scolaire de l'élève, dont le score obtenu par l'élève aux évaluations de CP (cf. colonne 4) implique une diminution du coefficient estimé comparable par son ampleur à celle constatée entre les spécifications (2) et (3) : variables sociodémographiques et passé scolaire de l'élève paraissent apporter des informations permettant de capter deux dimensions de l'hétérogénéité des caractéristiques des élèves des petites et des grandes classes d'ampleur comparable.

---

<sup>65</sup> La spécification retenue diffère légèrement de celle de Piketty (2004) afin de la rendre aussi comparable que possible avec les spécifications retenues pour le secondaire sur les données du panel secondaire 1995 (en particulier, elle intègre la taille des classes précédentes comme variable de contrôle). Les variables de contrôle utilisées sont par ailleurs très proches de celles présentes dans les régressions menées sur le panel secondaire 1995 pour les collèges et les lycées. La seule différence notable tient à l'absence de données exhaustives sur la composition des classes (fournies par les bases « Scolarité » pour le secondaire), qui implique que les variables de contrôle pour la composition de la classe de l'élève sont moins riches que pour le secondaire.

<sup>66</sup> Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève).

**Tableau 2.1** : L'impact de la taille des classes de CE1 sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations OLS

Variable dépendante :	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de CE2, maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne (s.d.)			67,31 (14,42)				66,52 (15,18)	68,10 (15,45)
Taille de la classe de CE1 (s.e.)	<b>0,320 ***</b> (0,075)	<b>0,199 **</b> (0,083)	- 0,126 (0,083)	- 0,095 (0,063)	<b>- 0,251 ***</b> (0,069)	<b>- 0,260 ***</b> (0,069)	<b>- 0,283 ***</b> (0,076)	<b>- 0,237 ***</b> (0,078)
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,006	0,009	0,213	0,443	0,464	0,481	0,439	0,432
N. Obs.	2 933	2 933	2 324	2 899	2 298	2 298	2 299	2 298

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire OLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux évaluations de CE2 en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score obtenu aux évaluations de CE2 à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de CE2 augmente de 0,320 point (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données (colonne 6), le coefficient estimé est égal à - 0,260 point.

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, une indicatrice de redoublement et le score moyen obtenu aux évaluations de début de CP. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CE1 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

**Note** : Le champ est ici restreint aux élèves scolarisés dans des écoles ne comptant que des classes uniques en CE1.

Le fait de contrôler dans le même temps des variables sociodémographiques et du passé scolaire fait toutefois diminuer le coefficient estimé, qui devient significativement négatif (-0,251, colonne 5). Surtout, cette variation signifie que les variables sociodémographiques utilisées comme contrôle ne sont pas suffisamment riches pour refléter l'hétérogénéité des élèves entre petites et grandes classes. L'interprétation est que les acteurs des écoles et du système éducatif qui allouent les élèves aux classes disposent d'informations qui ne sont pas observées statistiquement ici. Elle signifie ainsi que la qualité des données utilisées (et notamment l'utilisation de données de panel contenant une mesure de la performance passée) est cruciale dans le cadre d'une simple estimation OLS (les données utilisées dans la littérature passée étant de qualité très variable) lorsque l'on ne dispose pas d'une stratégie de traitement des biais liés à l'endogénéité de la taille des classes. Rien ne permet de considérer que les variables introduites ici épuisent les différences entre élèves des petites et des grandes classes pouvant influencer sur la réussite scolaire, d'où la nécessité de développer une autre méthode afin de s'assurer d'une estimation non biaisée de cet impact. Au final, l'effet estimé dans la spécification la plus complète aboutit à un effet estimé de -0,260 point par élève supplémentaire, soit un effet légèrement inférieur à -2% d'écart-type par élève supplémentaire (dont l'ampleur n'est pas négligeable en comparaison internationale). Si l'effet sur le score obtenu par l'élève en mathématiques semble légèrement plus élevé en valeur absolue que l'effet sur les scores en français, la différence entre les deux coefficients n'est pas significative.

Les résultats de la même estimation sur l'ensemble des élèves sont présentés en annexe B dans le tableau B1. Dans la spécification finale retenue (colonne 6), les résultats sur l'ensemble des élèves n'apparaissent pas significativement différents de ceux obtenus sur le sous-échantillon d'élèves scolarisés dans des écoles ne comprenant que des classes uniques (même si l'impact estimé est dans l'absolu légèrement inférieur, à -0,233 point par élève supplémentaire). Enfin, afin de comparer ces résultats à ceux de Piketty (2004) et Piketty et Valdenaire (2006), nous présentons dans le tableau B2 les résultats de ces régressions pour les élèves scolarisés dans les classes uniques (par rapport au tableau 2.1, ces régressions intègrent les élèves des classes uniques dans des écoles dont certaines classes de CE1 sont des classes multiples). Le coefficient estimé dans la spécification la plus complète (colonne 6) reflète un impact très légèrement plus important de la taille de classe par rapport aux estimations du tableau 2.1, à -0,279 point par élève supplémentaire.

## **Résultats des estimations OLS pour la classe de CM2**

Le tableau 2.2 présente les résultats des estimations de l'impact de la taille de classe en CM2 sur les résultats aux évaluations de sixième par des régressions de moindres carrés ordinaires pour les élèves des classes uniques. Les spécifications retenues sont similaires à celles présentées pour la classe de CE1. La colonne (1) permet de confirmer l'association positive entre taille de classe et résultats aux évaluations de sixième. Cette association devient significativement négative lorsque l'on raisonne à variables sociodémographiques données (colonne 3). La spécification incluant l'ensemble des variables de contrôle (colonne 6) permet de constater un effet estimé négatif, égal à -0,107 point par élève supplémentaire. L'ampleur de l'effet estimé est ainsi moindre que pour la classe de CE1, à environ 0,7% d'un écart-type, et seulement marginalement significative. Enfin, l'effet estimé est plus important pour les résultats en français, la différence entre les coefficients estimés en français et en mathématiques étant significative.

Il convient de noter que ces régressions sont menées sur les élèves des classes uniques, de manière comparable au tableau B1 pour la classe de CE1. En effet, ne disposant pas des données sur la composition des classes du fait de la grève administrative, il est impossible d'isoler parmi les élèves du panel ceux qui fréquentent des écoles ne comptant que des classes uniques, à l'image de ce qui était réalisé au tableau 2.1. Le tableau B3 en annexe permet de vérifier que les conclusions sont proches si l'on mène ces mêmes estimations sur l'ensemble des élèves de CM2, classes uniques et multiples confondues. L'association brute entre résultat et taille des classes (colonne 1) reste positive, et la spécification la plus complète (colonne 6) permet d'estimer un coefficient d'un ordre de grandeur comparable, les coefficients estimés avec les divers contrôles connaissant une évolution proche.

**Tableau 2.2** : L'impact de la taille des classes de CM2 sur les notes aux évaluations de sixième - Estimations OLS

Variable dépendante :	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de sixième, maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne			69,31				58,63	79,90
(s.d.)			(15,80)				(16,66)	(17,59)
Taille de la classe de CM2	<b>0,174 ***</b>	- 0,054	<b>- 0,129 *</b>	<b>- 0,096 **</b>	- 0,040	<b>- 0,107 **</b>	- 0,044	<b>- 0,158 **</b>
(s.e.)	(0,066)	(0,070)	(0,068)	(0,051)	(0,048)	(0,051)	(0,059)	(0,062)
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,001	0,025	0,251	0,601	0,567	0,602	0,514	0,539
N. Obs.	5 127	5 127	4 025	3 552	4 439	3 552	3 600	3 578

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire OLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux évaluations de sixième en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score obtenu aux évaluations de CE2 à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de classe de CM2 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de sixième augmente de 0,174 point (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données (colonne 6), le coefficient estimé est égal à -0,107 point.

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, une indicatrice de redoublement et les scores moyens obtenus aux évaluations de début de CP et de CE2. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CM2 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*\*) et 1% (\*\*).

Note : Le champ est ici restreint aux élèves scolarisés en classes uniques en CM2.

### **2.3.2. Exploitation des discontinuités liées aux seuils d'ouverture de classe pour les élèves de CE1**

#### **Régressions de première étape pour les élèves de CE1**

Avant d'appliquer une méthode fondée sur des discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes, il faut s'assurer que de telles discontinuités existent effectivement. La distribution de la taille de classe aux différents niveaux a été présentée au premier chapitre, permettant de s'assurer de la taille de classe maximale atteinte pour chacune des classes qui fait l'objet de notre analyse. Reste à vérifier que cette distribution résulte bien de l'application de seuils d'ouverture et de fermeture de classe appliqués de manière suffisamment stricte.

De fait, les seuils appliqués semblent suivre un régime particulier dans deux catégories d'écoles : les écoles privées, où les tailles de classes moyennes sont plus élevées et les seuils appliqués de manière plus hétérogène, et les écoles classées en ZEP, où à l'inverse la taille de classe moyenne apparaît inférieure et les seuils définis de manière plus précise. Les régressions de première étape (tableau 2.3) permettent de vérifier que les seuils appliqués dans ces deux catégories d'écoles diffèrent de ceux mis en œuvre dans les écoles publiques hors éducation prioritaire.

L'autre intérêt de ces régressions de première étape est de confirmer l'analyse graphique concernant le choix du seuil de taille de classe pertinent. Par rapport aux estimations présentées par Piketty (2004) et Piketty et Valdenaire (2006), nous harmonisons ici les résultats du primaire avec les résultats pour le secondaire en modifiant le seuil pour retenir celui qui maximise le  $R^2$  de première étape au niveau national. Les résultats de ces régressions laissent apparaître le fait que le seuil d'ouverture de classe qui permet le mieux de prédire la taille de classe réelle est différent selon le type d'école. Le seuil qui maximise le  $R^2$  de première étape est ainsi de 30 élèves dans les écoles publiques hors ZEP, 28 dans les écoles publiques classées en ZEP, et 32 dans les écoles privées. Les régressions présentées au tableau 2.1 utilisent ces seuils respectifs pour les différents types d'école. Si l'ajustement n'est pas parfait, les coefficients sont bien entendu très significatifs, et la taille de classe théorique explique une part importante de la variation de la taille de classe réelle. Le tableau B4 en annexe présente les résultats de ces régressions sur l'ensemble des élèves (classes multiples comprises, partie A), et confirme que la taille de classe réelle est significativement

moins bien prédite lorsque l'on mène cette régression de première étape sur l'ensemble des élèves, bien que l'on obtienne des coefficients très significatifs pour l'ensemble des écoles. De manière intéressante, la partie B montre également que le fait de simplement se concentrer sur les élèves des classes uniques n'ajoute que marginalement au caractère prédictif de la taille de classe théorique.

La comparaison entre les régressions de première étape menée sur ces différentes populations confirme donc l'intérêt de se concentrer sur les élèves des écoles ne comprenant que des classes uniques, pour lesquelles la relation entre taille de classe théorique et taille de classe réelle apparaît nettement plus forte.

Le graphique 2.1 permet d'illustrer visuellement cette analyse. Il indique la taille moyenne des classes de CE1 en fonction du nombre total d'enfants inscrits en CE1 dans l'école en question au cours des années 1998-1999 et 1999-2000 pour les écoles ne comprenant que des classes uniques en CE1. Les seuils appliqués étant différents selon le type d'établissement, le graphique 2.1 concerne uniquement les écoles publiques hors ZEP. On constate de fortes oscillations de la taille moyenne des classes en fonction de taille de la cohorte se présentant à l'entrée en CE1. La taille moyenne des classes s'approche ainsi de 30 lorsque le nombre d'élèves inscrits en CE1 tend vers 30 (cela correspond à la situation où il existe une seule classe de CE1 dans l'école), puis chute brutalement à moins de 20 élèves par classe dès lors que 31-32 élèves de CE1 se présentent cette année-là dans l'école en question, ce qui correspond à l'ouverture d'une seconde classe.

Globalement, ce graphique indique que la taille moyenne observée des classes de CE1 est particulièrement bien prédite par la taille théorique, c'est-à-dire par ce que devrait être la taille des classes si les écoles appliquaient mécaniquement un seuil d'ouverture de classe de 30 élèves.

**Tableau 2.3** : La taille des classes observée en fonction de la taille de classe théorique en classe de CE1 - Estimations 2SLS, régressions de première étape

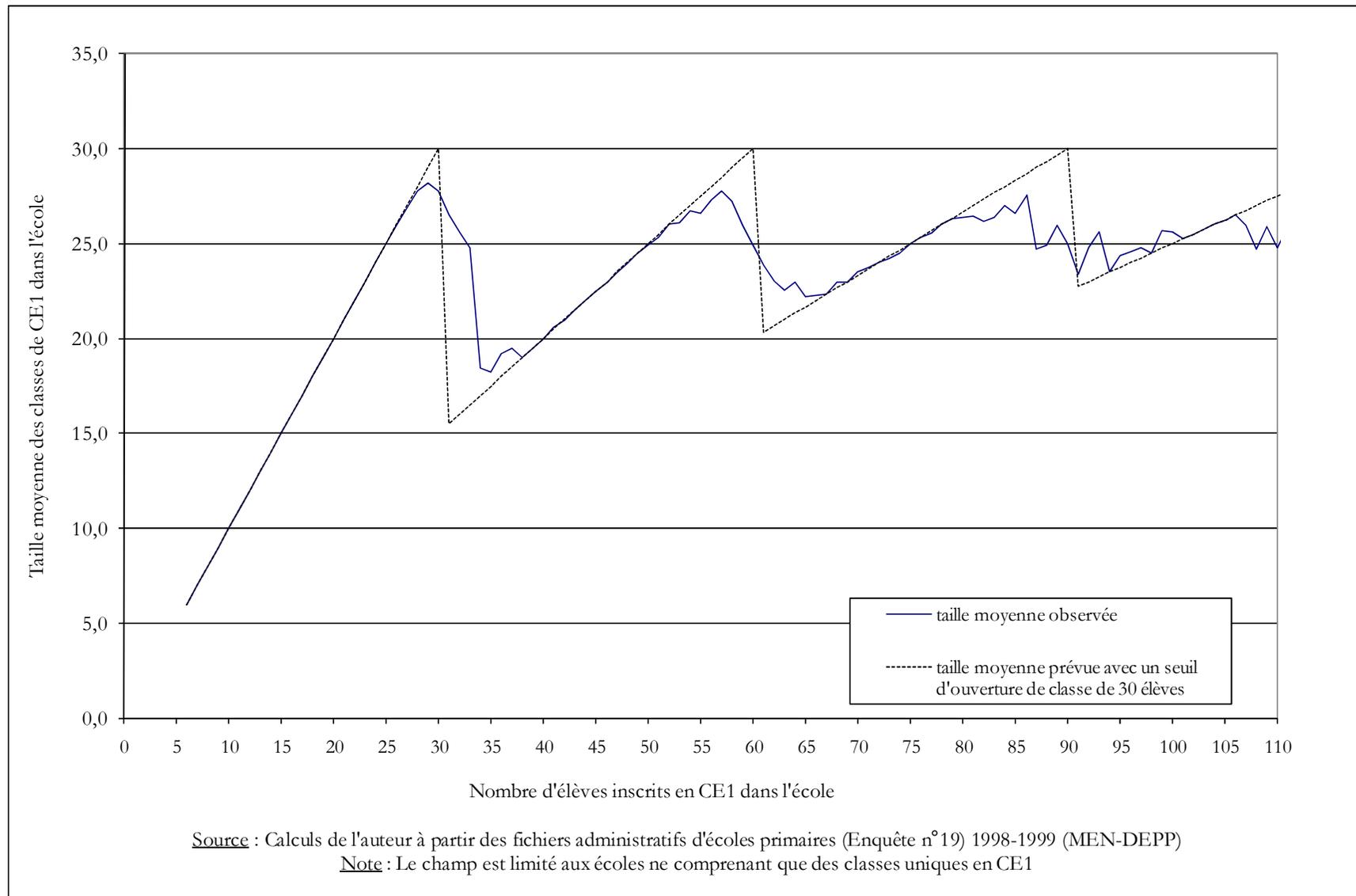
	Ensemble des écoles	Ecoles publiques, hors ZEP	Ecoles publiques, en ZEP	Ecoles privées
Taille de classe théorique	<b>0,558 ***</b>	<b>0,477 ***</b>	<b>0,434 ***</b>	<b>0,757 ***</b>
(s.e.)	(0,012)	(0,016)	(0,032)	(0,024)
R <sup>2</sup>	0,370	0,282	0,243	0,611
N. Obs.	3 394	2 297	471	624

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19) 1998-1999 et 1999-2000 (MEN-DEPP)

**Note** : Le champ est ici restreint aux élèves scolarisés dans des écoles ne comptant que des classes uniques en CE1. La variable dépendante est la taille de classe réelle. La taille de classe théorique est définie sur la base d'un seuil d'ouverture de classe de 30 élèves pour les établissements publics hors ZEP, de 28 élèves pour les établissements publics situés en ZEP, et de 32 élèves pour les établissements privés. Ces seuils sont ceux qui permettent la meilleure prévision de la taille des classes observée (nous avons retenu le seuil qui permettait d'obtenir le meilleur R<sup>2</sup> pour la régression de première étape).

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

**Graphique 2.1 :** La taille moyenne des classes de CE1 en fonction du nombre d'élèves inscrits en CE1 dans les écoles publiques hors ZEP (1998-1999 et 1999-2000)



## **Régressions de deuxième étape pour les élèves de CE1**

L'impact d'un élève supplémentaire sur la moyenne aux évaluations de CE2, tel qu'estimé par une régression 2SLS utilisant les seuils d'ouverture et de fermeture de classe définis ci-dessus, apparaît plus élevé, indiquant que l'hétérogénéité entre les élèves des grandes et des petites classes n'était pas totalement observée dans les variables disponibles. L'effet estimé est de l'ordre de -0,400 point par élève supplémentaire, soit entre -2,5% et -3% d'un écart type pour chaque élève supplémentaire (cf. tableau 2.4). L'effet ainsi identifié est très légèrement plus élevé en français (- 0,420 points environ) qu'en mathématiques (- 0,380 points), alors que les régressions OLS indiquaient à l'inverse un effet légèrement plus élevé en mathématiques.

Le tableau 2.5 permet de constater que la taille de cet effet varie selon les caractéristiques des élèves, selon un schéma indiquant que les élèves d'origine défavorisée sont plus sensibles à la taille de la classe dans laquelle ils sont scolarisés que les élèves d'origine plus favorisée. Les coefficients estimés séparément selon la position de l'élève par rapport à la médiane des scores de CP (colonne 1 et 2) révèlent un impact égal à - 0,515 point par élève supplémentaire pour les élèves ayant obtenu un score inférieur à la médiane en CP, contre - 0,300 environ pour les élèves que leur score en CP situait au-dessus de la médiane. De la même manière, l'estimation séparée de notre modèle pour les élèves de PCS favorisée et défavorisée (colonnes 5 et 6) met en lumière un impact plus élevé pour les élèves d'origine plus modeste (- 0,544 contre - 0,285). Les coefficients obtenus pour les régressions suivant le niveau de diplôme de la mère sont toutefois en décalage avec ces deux résultats, la différence d'impact entre les deux populations apparaissant particulièrement faible (colonnes 3 et 4). Enfin, un résultat intéressant concerne l'estimation de l'impact de la taille des classes pour les élèves des écoles classées en ZEP au moment de la passation des tests (1998-1999 pour les non redoublants et 1999-2000 pour les redoublants). Compte tenu des effectifs en jeu, cet effet est estimé avec moins de précision que les précédents. Il est toutefois significativement différent dans les écoles classées en éducation prioritaire et hors éducation prioritaire, et surtout quantitativement beaucoup plus élevé dans les ZEP, à - 1,38 points par élève supplémentaire, contre - 0,313 hors ZEP. L'impact des effectifs par classe dans les ZEP semble donc dépasser ce qui résulterait mécaniquement de la composition sociale de ces écoles : une interprétation possible est que les mesures qui accompagnent les moyens supplémentaires dans ces écoles tendent à renforcer l'impact de la taille des classes.

**Tableau 2.4** : L'impact de la taille des classes sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations 2SLS

Variable dépendante :	OLS	2SLS		
	Moyenne	Moyenne	Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)
Moyenne	67,31	67,30	66,51	68,09
(s.d.)	(14,42)	(14,44)	(15,19)	(15,47)
Taille de la classe de CE1	<b>- 0,260 ***</b>	<b>- 0,399 ***</b>	<b>- 0,378 ***</b>	<b>- 0,419 ***</b>
(s.e.)	(0,069)	(0,107)	(0,117)	(0,111)
Taille des classes précédentes	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,481	0,481	0,439	0,431
N. Obs.	2 298	2 276	2 277	2 276

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19) 1998-1999 et 1999-2000 (MEN-DEPP)

Lecture : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire 2SLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux évaluations de CE2 en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score obtenu aux évaluations de CE2 à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de CE2 diminue de 0,399 point (colonne 2).

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, une indicatrice de redoublement et le score moyen obtenu aux évaluations de début de CP. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CE1 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

Note : Le champ est ici restreint aux élèves scolarisés dans des écoles ne comptant que des classes uniques en CE1.

**Tableau 2.5** : L'impact de la taille des classes sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations 2SLS , régressions par catégories

	Position de l'élève par rapport à la médiane en CP		Niveau d'éducation de la mère		PCS du chef de famille		Ecole classée en ZEP	
	Elev. < Médiane	Elev. > Médiane	Inférieur au bac.	Bac. ou plus	Défavorisée	Favorisée	ZEP	Hors ZEP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)
Moyenne	60,06	75,39	64,75	71,22	63,60	71,38	57,84	68,92
(s.d.)	(13,20)	(10,78)	(14,27)	(13,51)	(14,44)	(13,07)	(15,65)	(13,52)
Taille de la classe de CE1	<b>- 0,515 ***</b>	<b>- 0,302 **</b>	<b>- 0,389 ***</b>	<b>- 0,427 ***</b>	<b>- 0,544 ***</b>	<b>- 0,285 *</b>	<b>- 1,38 ***</b>	<b>- 0,313 ***</b>
(s.e.)	(0,190)	(0,124)	(0,138)	(0,171)	(0,147)	(0,157)	(0,474)	(0,111)
Taille des classes précédentes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,298	0,228	0,436	0,399	0,441	0,451	0,457	0,442
N. Obs.	1 137	1 139	1 454	821	1 213	1 062	248	2 027

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19) 1998-1999 et 1999-2000 (MEN-DEPP)

Lecture : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire 2SLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux évaluations de CE2 en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score obtenu aux évaluations de CE2 à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de CE2 diminue de 0,515 point pour les élèves ayant obtenu un score inférieur à la médiane aux évaluations passées à l'entrée du CP (colonne 1), et de 0,302 point pour les élèves ayant obtenu un score supérieur à la médiane (colonne 2).

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, une indicatrice de redoublement et le score moyen obtenu aux évaluations de début de CP. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CE1 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

Note : Le champ est ici restreint aux élèves scolarisés dans des écoles ne comptant que des classes uniques en CE1.

**Tableau 2.6** : Taille des classes de CE1 et caractéristiques des élèves (élèves des écoles rurales à une seule classe unique)

	Ensemble des élèves	Taille de la classe fréquentée :		
		Taille de classe ≤ 20	21 ≤ Taille de classe ≤ 24	Taille de classe ≥ 25
N. Obs.	364	106	146	112
%	100,0%	29,1%	40,1%	30,8%
Score évaluations de CP	71,6	70,50	72,62	71,31
(s.d./s.e.)	(10,70)	(1,06)	(0,87)	(1,00)
% PCS favorisées	47,0%	49,0%	46,6%	45,5%
(s.d./s.e.)	(0,49)	(0,048)	(0,041)	(0,047)
% Diplôme mère = bac ou plus	27,2%	26,4%	26,7%	28,6%
(s.d./s.e.)	(0,45)	(0,043)	(0,037)	(0,043)

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19) 1998-1999 et 1999-2000 (MEN-DEPP)

Lecture : Dans les écoles rurales comptant une seule classe unique, les élèves du panel primaire 1997 qui fréquentent en CE1 des classes de taille réduite (20 élèves ou moins) sont des élèves qui avaient obtenu en moyenne un score de 69,32 points aux évaluations de début de CP. Les élèves qui sont scolarisés en CE1 dans des classes de taille intermédiaire (entre 23 et 25 élèves) ont obtenu un score de 69,91 aux évaluations de CP, soit 0,6 points de plus que ceux qui fréquentent des tailles de classe réduite. Ce score est de 71,18 points pour les élèves scolarisés en CE1 dans les classes les plus chargées (26 élèves ou plus). Le constat selon lequel les élèves scolarisés dans les classes de taille réduite ont en moyenne des caractéristiques moins favorables à la réussite scolaire se trouve plus clairement établi lorsque l'on compare la moyenne par type de classes du point de vue de la PCS des parents ou du niveau d'éducation de la mère : parmi les élèves des classes les plus chargées, 53,4% sont d'origine favorisée (au sens de la PCS des parents) et 44,5% ont une mère ayant au moins le baccalauréat. Ces proportions tombent respectivement à 41,2% et 36,5% pour les élèves des classes de taille réduite.

### **2.3.3. Restriction aux écoles à une seule classe et identification de l'impact de la taille des classes**

Nous développons par ailleurs une autre stratégie inspirée d'Urquiola (2006), qui constate pour les écoles primaires boliviennes que dans les écoles possédant une seule classe par niveau la taille de classe n'est plus corrélée avec les caractéristiques individuelles des élèves. En effet, une allocation non aléatoire entre classes est par définition impossible et la situation géographique réduit de fait les possibilités de choix d'école des parents. L'argument de l'auteur est donc que les biais de sélection liés à la fréquentation des petites classes se trouvent réduits dans ce contexte, ce qui est confirmé par l'examen des caractéristiques observables des élèves (reste toutefois la possibilité d'une sélection sur les inobservables).

Le tableau 2.6 reprend le tableau 1.2 présenté au chapitre précédent pour présenter le profil des élèves par groupe de taille de classe sur la population des élèves de ces écoles présents dans le panel 1997. Il permet de constater que le schéma d'allocation des meilleurs élèves aux grandes classes constaté sur l'ensemble des écoles ne se retrouve pas sur cette population particulière, conformément aux intuitions. Sur les trois critères retenus (performance des élèves à l'entrée en CP, PCS du chef de famille et niveau de diplôme de la mère), la répartition semble s'apparenter davantage à une répartition aléatoire. Concernant le critère de la performance à l'entrée aux primaires, ce sont les élèves des classes de taille intermédiaire qui paraissent les plus favorisés. Si l'on examine le pourcentage d'élèves issus de PCS favorisées, ce sont, à l'inverse, les élèves des plus petites classes qui sont les plus favorisés (compte tenu des faibles effectifs, les différences entre groupes ne sont toutefois pas significatives). Enfin, l'examen du diplôme la mère (dont on peut noter que le pourcentage de mères diplômées est inférieur à la moyenne nationale, ce qui est lié au caractère rural des écoles des considérées) révèle que les élèves des grandes classes sont suivant ce critère les plus favorisés. Ainsi, il ne se détache pas de ces données un schéma clair à l'image de ce que l'on constatait sur les élèves de l'ensemble des écoles, et l'hypothèse d'une répartition aléatoire des élèves entre les différentes taille de classes apparaît compatible avec les données.

Compte tenu du fait que ces écoles ne comptent qu'une seule classe, la stratégie de variable instrumentale n'a pas de sens ici. Le biais de sélection s'avérant réduit sur cet échantillon particulier, nous estimons simplement les coefficients de taille de classe selon

une spécification semblable à celle présentée au tableau 2.1 par une régression OLS sur les élèves de ces écoles. Les résultats de ces régressions sont présentés au tableau 2.7. Ils permettent de constater que l'association brute entre taille de classe et résultats au CE2 est très proche de 0 (colonne 1). Lorsque l'on prend en compte les caractéristiques observables des élèves, les résultats sur la spécification la plus complète s'avère remarquablement proche des estimations 2SLS (cf. tableau 2.4), soit une diminution de 0,377 point du score moyen par élève supplémentaire (soit très précisément 3% d'un écart-type). Une différence par rapport aux estimations 2SLS tient cependant au fait que seul l'effet de la taille des classes sur les résultats en mathématiques est désormais significatif (la différence entre les coefficients en mathématiques et en français n'est toutefois pas significative). Cette population ne présentant pas les mêmes biais de sélection que ceux constatés sur l'ensemble des élèves, il est possible de retenir une interprétation causale de ces coefficients, qui tend à confirmer l'ordre de grandeur de l'impact de la taille de classe de CE1.

### **Test de falsification : estimations OLS, 2SLS et OLS sur les écoles à une seule classe**

Le tableau 2.8 permet de vérifier la validité des stratégies d'identification développées dans cette partie. Une façon de vérifier la présence de biais résiduels liés à l'endogénéité de la taille des classes dans nos estimations consiste à estimer l'impact de la taille de classe de CE1 sur les résultats en début de trajectoire (évaluations de CP). Il n'y a en effet aucune raison pour que la taille de la classe fréquentée en CE1 ait un impact sur les résultats en début de CP : si une taille de classe plus grande est associée à un score plus élevé en début de CP dans nos estimations, c'est qu'il subsiste une hétérogénéité inobservée liée à la taille de classe. La colonne (1) du tableau 2.8 permet de constater que c'est le cas pour les régressions OLS de l'impact de la taille de classe de CE1: une augmentation d'un élève de la taille de classe est associée à un score significativement plus élevé (de 0,108 point par élève supplémentaire). Si ce coefficient est bien inférieur à la corrélation brute entre taille de classe et résultats en CP (0,423 points par élève supplémentaire), le fait qu'il reste significativement positif tend à montrer qu'il subsiste des variables inobservées expliquant à la fois la taille de classe et les résultats scolaires. A l'inverse, le coefficient estimé par les régressions 2SLS, s'il reste positif, n'est pas significativement différent de 0 (colonne 2). Enfin, le coefficient estimé pour les écoles à une seule classe est lui aussi positif, et de valeur plus élevée que les précédents, mais non significativement différent de 0 compte

tenu de l'imprécision avec laquelle il est estimé (seuls 362 élèves du panel sont scolarisés dans ces écoles). Ces résultats confirment ainsi la validité des résultats présentés aux sections précédentes.

**Tableau 2.7** : L'impact de la taille des classes de CE1 sur les notes aux évaluations de CE2 – Estimations OLS pour les écoles à une seule classe unique

Variable dépendante :	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de CE2, maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne (s.d.)			69,46 (12,55)				69,93 (13,80)	68,99 (13,19)
Taille de la classe de CE1 (s.e.)	0,008 (0,165)	-0,004 (0,201)	-0,182 (0,209)	<b>- 0,333 **</b> (0,168)	- 0,232 (0,155)	<b>- 0,377 **</b> (0,171)	<b>- 0,449 **</b> (0,183)	- 0,306 (0,196)
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0	0	0,115	0,433	0,405	0,431	0,397	0,379
N. Obs.	405	405	370	370	405	370	370	370

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19) 1998-1999 et 1999-2000 (MEN-DEPP)

Lecture : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire OLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux évaluations de CE2 en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score obtenu aux évaluations de CE2 à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de CE2 augmente de 0,008 point (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données (colonne 6), le coefficient estimé est égal à -0,377 point.

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, une indicatrice de redoublement et le score moyen obtenu aux évaluations de début de CP. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CE1 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

Note : Le champ est ici restreint aux élèves scolarisés dans des écoles ne comptant que des classes uniques en CE1.

**Tableau 2.8** : Test de falsification : l'impact de la taille des classes de CE1 sur les notes aux évaluations de CP

Variable dépendante :	OLS	2SLS	OLS, écoles à une seule classe unique
	Moyenne (1)	Moyenne (2)	Moyenne (3)
Moyenne (s.d.)	67,31 (14,42)	67,30 (14,44)	66,51 (15,19)
Taille de la classe de CE1 (s.e.)	<b>0,108 *</b> (0,065)	0,068 (0,104)	0,210 (0,167)
Taille des classes précédentes	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,273	0,277	0,267
N. Obs.	2 595	2 566	362

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19) 1998-1999 et 1999-2000 (MEN-DEPP)

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle et une indicatrice de redoublement. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CE1 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

**Note** : Le champ des régressions (1) et (2) est ici restreint aux élèves scolarisés dans des écoles ne comptant que des classes uniques en CE1. Le champ de la régression (3) est le même que celui du tableau 2.7 (écoles à une seule classe, ne comptant que des élèves de CE1).

## 2.4. L'impact de la taille des classes au collège

### 2.4.1. Estimations OLS pour les élèves de quatrième et de troisième

La conséquence de l'affectation des meilleurs élèves à des classes de taille plus élevée est que, comme pour le primaire, le coefficient reflétant l'impact de la taille des classes dans les régressions OLS surestime<sup>67</sup> le véritable effet causal de la taille des classes, et aboutit à un effet de sens opposé : sans contrôle, les élèves scolarisés dans des classes plus grandes réussissent apparemment mieux. On peut introduire dans la régression un certain nombre de contrôle qui permettent de prendre en compte les différences observables entre les élèves des petites classes et ceux des grandes classes. Mais il est impossible d'observer et d'intégrer à notre modèle l'ensemble des caractéristiques pertinentes du point de vue de la réussite scolaire, et le coefficient obtenu par une telle régression sera toujours biaisé, surestimant le véritable impact de la taille des classes.

Ce biais d'endogénéité apparaît dès la première colonne du tableau 2.9<sup>68</sup> : sans contrôle, une augmentation de la taille de classe d'un élève est associée à une augmentation du score obtenu au contrôle continu du brevet de 0,516 point en quatrième, et de 0,628 point en troisième. L'indicateur de résultat utilisé ici est une moyenne des notes obtenues en français et en mathématiques au contrôle continu du brevet, convertie en score sur 100 points, ce qui rend les coefficients comparables (à l'écart-type de l'indicateur de résultat près) avec les coefficients obtenus pour le primaire<sup>69</sup>. Dès lors que l'on inclut comme contrôles la taille des classes précédentes et les variables sociodémographiques de l'élève (la PCS des deux parents, leur situation sur le marché du travail, le niveau de diplôme de la mère, le sexe et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial), cette association positive se réduit : le coefficient devient égal à 0,070 en quatrième, et 0,136 en troisième.

---

<sup>67</sup> Il surestime l'impact d'un élève supplémentaire, et inversement sous-estime l'impact d'une réduction de taille de classe d'un élève.

<sup>68</sup> Les régressions présentées dans ce tableau comme pour l'ensemble des résultats présentés pour le secondaire concernent les élèves ayant redoublé au plus une fois.

<sup>69</sup> Les problèmes posés par cet indicateur de résultat (le score au contrôle continu est calculé sur les notes obtenues en quatrième et en troisième, et on ne peut exclure que la notation ne soit pas homogène entre les établissements) rendent nécessaire de confirmer les résultats des estimations en estimant l'impact de la taille de classe sur les notes aux examens terminaux du brevet. Le panel ne renseignant pas sur les notes des élèves aux examens terminaux, nous utilisons à cette fin la base des résultats au diplôme national du brevet (cf. infra).

**Tableau 2.9** : L'impact de la taille des classes sur les notes au contrôle continu du brevet - Estimations OLS

<b>Partie A - Impact de la taille des classes de quatrième</b>							
Variable dépendante :	Note Moyenne (score sur 100, maths-français)					Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Moyenne (s.d.)			54,88 (14,11)			54,57 (17,56)	55,19 (13,13)
Taille de la classe de 4 <sup>ème</sup> (s.e.)	<b>0,516 ***</b> (0,037)	<b>0,289 ***</b> (0,040)	<b>0,070 *</b> (0,040)	<b>- 0,166 ***</b> (0,031)	<b>- 0,113 ***</b> (0,036)	<b>- 0,141 ***</b> (0,049)	<b>- 0,105 ***</b> (0,035)
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,015	0,032	0,186	0,540	0,559	0,466	0,526
N. Obs.	12340	12328	10739	10115	8806	8807	8810
<b>Partie B - Impact de la taille des classes de troisième</b>							
Variable dépendante :	Note moyenne (score sur 100, maths-français)					Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Moyenne (s.d.)			54,88 (14,11)			54,57 (17,56)	55,19 (13,13)
Taille de la classe de 3 <sup>ème</sup> (s.e.)	<b>0,628 ***</b> (0,036)	<b>0,384 ***</b> (0,042)	<b>0,136 ***</b> (0,043)	<b>- 0,093 ***</b> (0,033)	- 0,006 (0,037)	0,029 (0,051)	- 0,037 (0,036)
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,023	0,038	0,186	0,540	0,558	0,464	0,524
N. Obs.	12 344	12 328	10 739	10 115	9 056	9 057	9 060

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995 et des bases "Scolarité" 1997-1998 à 1999-2000 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire OLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève au contrôle continu du brevet en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score au contrôle continu du brevet à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de la classe de quatrième augmente d'un élève, le score moyen obtenu au contrôle continu du brevet augmente de 0,516 point. Quand la taille de la classe de troisième augmente d'un élève, ce score augmente de 0,628 point. Dès lors que l'on raisonne à caractéristiques socio-démographiques observables (troisième colonne), ce coefficient n'est plus que de 0,070 point pour la classe de quatrième et de 0,136 point pour la classe de troisième.

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en sixième. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, le niveau de diplôme de la mère, le sexe et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, l'âge d'entrée en sixième, une indicatrice de redoublement dans le secondaire (avant la classe considérée) et le score obtenu aux évaluations de sixième. Les contrôles pour le contexte de scolarisation incluent les caractéristiques de l'établissement (public/privé, statut ZEP, académie, tranche d'unité urbaine) ainsi que des variables de composition de la classe fréquentée par l'élève (pourcentage d'élèves de milieux sociaux défavorisés, d'élèves ayant redoublé une fois / plusieurs fois, d'élèves étrangers, d'élèves externes et d'élèves nés au second semestre).

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*\*) et 1% (\*\*\*).

L'introduction de variables de contrôle supplémentaires, reflétant le niveau scolaire de l'élève (avec comme variable clé le score obtenu aux évaluations à l'entrée en sixième) et son contexte de scolarisation aboutit à un coefficient négatif, correspondant à une réduction du score obtenu au contrôle continu du brevet de 0,113 point par élève supplémentaire en quatrième et un coefficient proche de zéro en troisième. Les contrôles pour le contexte de scolarisation incluent les caractéristiques de l'établissement (public/privé, statut ZEP, académie, tranche d'unité urbaine) mais aussi des variables de composition de la classe fréquentée par l'élève issues de la base « Scolarité », dont le pourcentage d'élèves de milieu social défavorisé ou le pourcentage d'élèves ayant redoublé une ou plusieurs fois (cf. tableau 2.9). On peut remarquer par ailleurs que les coefficients associés à ces variables indiquent que lorsque le pourcentage d'élèves d'origine défavorisée dans la classe de l'élève augmente, son propre score augmente. Une interprétation possible est que la façon de noter dans le cadre d'un contrôle continu dans une classe ou dans un établissement dépend de la composition sociale de l'établissement : il semble que dans les établissements les moins favorisés les notes au contrôle continu soient moins « sévères » que dans les autres établissements (ce que l'étude du rapport entre note au contrôle continu et note à l'examen terminal dans la base brevet exhaustive confirme). Comme le pourcentage d'élèves défavorisés est également lié avec la taille des classes, l'utilisation de cet indicateur de résultat pose problème<sup>70</sup>.

Enfin, les colonnes (6) et (7) du tableau 2.9 montrent que les résultats ne sont pas qualitativement différents pour les mathématiques et le français, l'écart-type des estimateurs étant trop élevé pour avoir la certitude d'une différence entre les coefficients dans les deux matières.

Étant donné les doutes portant sur l'indicateur de résultat utilisé jusqu'ici et l'ambiguïté tenant à son interprétation, nous avons cherché à estimer l'impact de la taille de classe de troisième sur les performances aux examens terminaux du brevet. Ces examens, passés en fin de troisième, concernent trois épreuves (français, mathématiques, histoire et géographie), dont chaque note entre avec un coefficient 2 dans la note finale au diplôme national du brevet. La base des résultats au diplôme national du brevet (ci-après dénommée « base DNB ») recueille, en 2004, les notes des élèves au contrôle continu et à l'examen

---

<sup>70</sup> La présence dans la spécification retenue ici de variables reflétant la composition de l'établissement capte cependant une partie de ce biais. Une autre manière de tenir compte ce biais, qui génère des résultats proches, est d'introduire des effets fixes d'établissement, qui captent les différences de mode de notation entre établissements.

terminal du brevet, ainsi que quelques variables sur les caractéristiques de l'élève et de son milieu d'origine (cf. chapitre 1). Ces informations peuvent être complétées par des variables supplémentaires sur l'élève, l'établissement et la composition de la classe fréquentée par l'élève en identifiant chaque élève dans la base individuelle « Scolarité » et l'établissement fréquenté dans les fichiers « Thèmes ». Les informations dont nous disposons sur les élèves pour ces estimations, étant donnée la nature administrative des sources utilisées, sont donc moins riches que dans le panel, mais le nombre d'observations est beaucoup plus élevé puisque nous disposons ainsi des résultats de l'ensemble des élèves passant le brevet en 2004 (soit un peu plus de 650 000 observations dans la spécification retenue). Les estimations réalisées sont ainsi, compte tenu de la taille des échantillons, beaucoup plus précises que celles basées sur le panel secondaire.

La colonne (1) du tableau 2.10 confirme la très forte association positive entre taille des classes et résultats des élèves (0,891 point par élève supplémentaire) lorsque l'on ne contrôle pas des caractéristiques des élèves et des établissements fréquentés. Il est à noter que l'introduction des variables de contrôle dont nous disposons avec ces données réduit considérablement cette corrélation : le coefficient issu des régressions OLS est, à variables observables données (colonne 3), de 0,028. Celle-ci reste toutefois positive, contrairement aux résultats obtenus dans les dernières spécifications avec le panel secondaire. Ce résultat était attendu, dans la mesure où les variables de contrôle utilisées sont beaucoup moins riches que dans le panel (on ne dispose pas, par exemple, du score des élèves en sixième) et captent ainsi une part moins élevée de l'hétérogénéité entre élèves des petites et des grandes classes. Comme précédemment, les coefficients estimés de la taille des classes en français et en mathématiques ne sont pas significativement différents (colonnes (4) et (5)). L'effet estimé en histoire et géographie (colonne (6)) reste proche des précédents dans son amplitude, mais significativement différent, compte tenu de l'aléa statistique réduit.

**Tableau 2.10** : L'impact de la taille des classes de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet - Estimations OLS

Variable dépendante :	Moyenne			Maths	Français	Hist. Géo.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Moyenne (s.d.)		50,24 (16,42)		49,69 (25,01)	50,31 (16,44)	51,72 (16,80)
Taille de la classe de 3 <sup>ème</sup> (s.e.)	<b>0,891 ***</b> (0,006)	<b>0,378 ***</b> (0,005)	<b>0,028 ***</b> (0,005)	<b>0,048 ***</b> (0,009)	<b>0,044 ***</b> (0,006)	0,003 (0,006)
Variables sociodémographiques	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,033	0,322	0,371	0,318	0,317	0,221
N. Obs.	653 446	653 446	653 446	654 335	655 968	675 260

Source : Calculs de l'auteur à partir de la base Diplôme National du Brevet (Base DNB) 2004, de la base "Scolarité" 2003-2004 et des fichiers "Thèmes" 2003-2004 (Thème 0 : Caractéristiques des établissements et Thème 8 : Nombre de divisions) (MEN-DEPP)

Lecture : Une augmentation de la taille de la classe de troisième d'un élève est associée à une augmentation de sa moyenne à l'examen terminal du brevet de 0,891 point (la variable de résultat est un score sur 100 calculé à partir des notes obtenues aux épreuves terminales en mathématiques, français et histoire-géographie). Dès lors que l'on raisonne à variables socio-démographiques observables données, ce coefficient positif s'affaiblit : lorsque la taille de classe augmente d'un élève, la moyenne de l'élève augmente de 0,378 point. Les variables socio-démographiques sont le sexe de l'élève, sa nationalité, la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) du responsable de l'élève, l'année et le mois de naissance de l'élève, son régime scolaire (interne/externe/demi-pensionnaire) et le nombre de redoublements qu'il a connu dans sa scolarité.

Lorsque l'on contrôle également pour les différences observables de contexte de scolarisation des élèves (les variables relatives au contexte de scolarisation sont le secteur (public/privé) de l'établissement, la tranche d'unité urbaine (taille de l'agglomération) de la ville où est situé l'établissement, son statut ZEP et REP, ainsi que des variables de composition de la classe de l'élève : proportion d'élèves de PCS défavorisée, ayant un an de retard, plusieurs années de retard, d'élèves étrangers, d'élèves externes, et d'élèves nés au second semestre) le coefficient devient proche de 0 (0,028).

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*), ou 1% (\*\*\*).

Note : Le champ est le même que pour les régressions menées sur les données du panel secondaire 1995 (troisième générale uniquement).

## **2.4.2. Exploitation des discontinuités liées aux seuils d'ouverture de classe en quatrième et troisième générale**

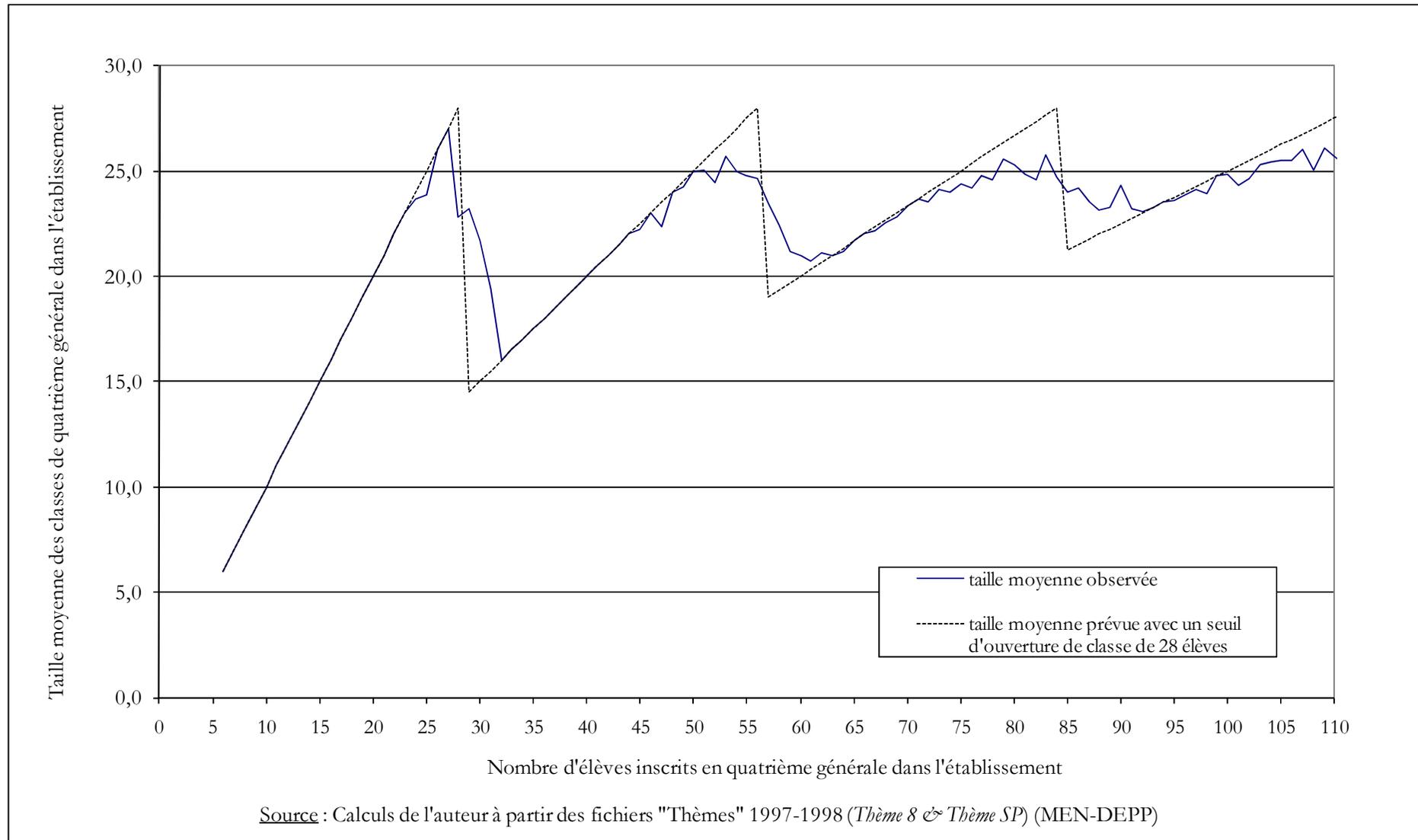
### **Régressions de première étape pour les élèves de quatrième et de troisième**

De la même façon que pour le primaire, il apparaît que la taille de la classe fréquentée par les élèves obéit à des règles concernant les seuils d'ouverture et de fermeture de classe, qui font dépendre la taille de classe des effectifs présents dans un collège une année donnée. Les graphiques 2.2 et 2.3 illustrent, pour les établissements publics, la relation entre taille des classes observée et taille des classes prédite par un seuil d'ouverture et de fermeture de classe de 28 élèves. Si l'ajustement n'est pas parfait, on constate néanmoins que la taille de classe moyenne par établissement suit un profil proche de celui, théorique, qui résulterait d'une application stricte du seuil d'ouverture et de fermeture de classes à 28 élèves.

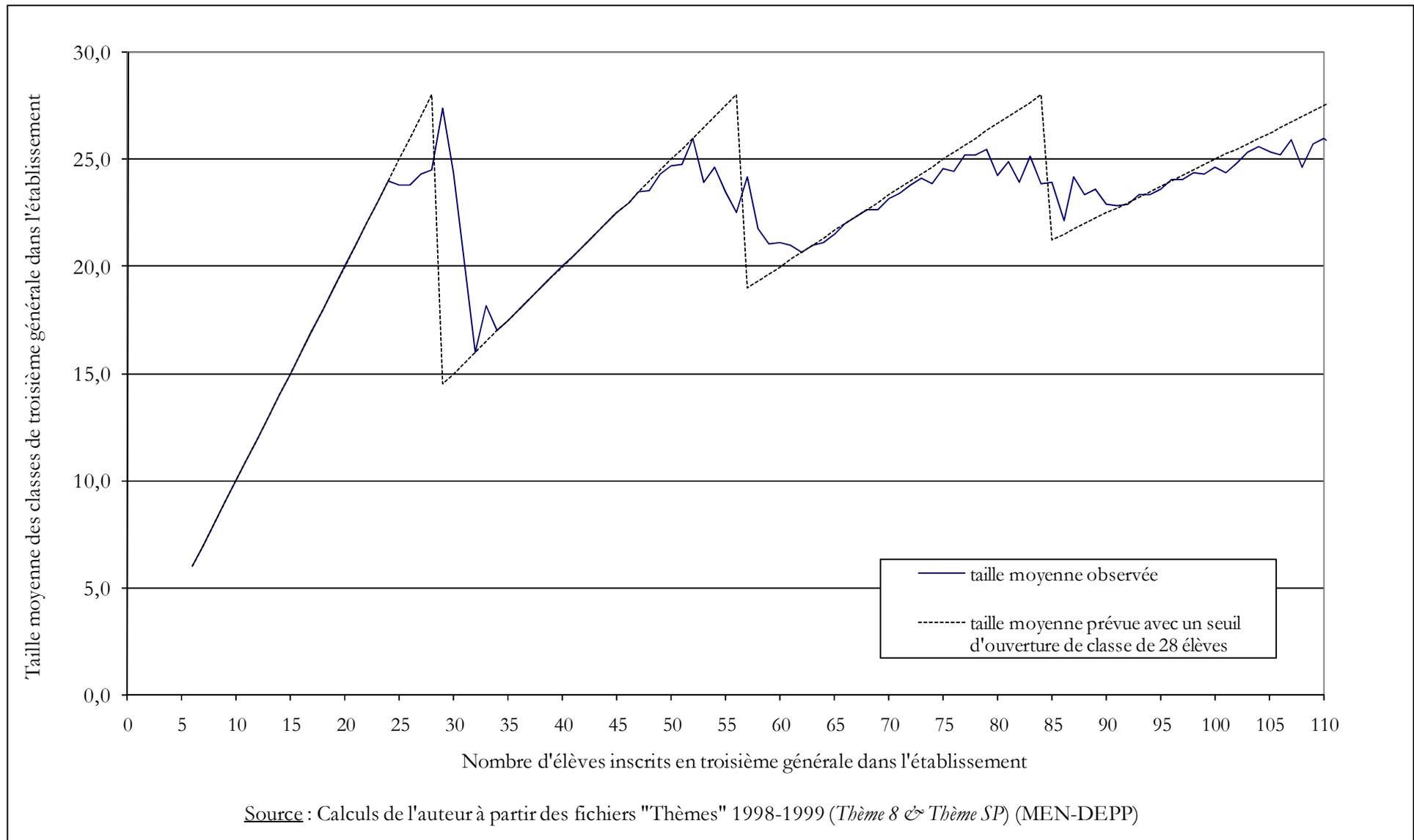
Les régressions de première étape, qui font dépendre la taille de classe réelle de la taille de classe théorique, ont été menées avec des seuils différents pour chaque type d'établissement. Les seuils de 26 en ZEP, 28 pour les établissements publics hors ZEP et 30 pour les établissements privés sont ceux qui prédisent le mieux la taille réelle des classes en quatrième et en troisième. Les graphiques A11, A12, A15 et A16, présentés en annexe A, reproduisent la répartition des tailles de classe de troisième et quatrième dans les établissements publics (ZEP et hors ZEP) et privés à titre illustratif. Le seuil que nous calculons ne porte pas sur la taille des classes elle-même mais sur la taille moyenne des classes dans un établissement, qui est reportée dans les graphiques A13, A14, A17 et A18.

Le tableau 2.11 présente les résultats de ces régressions de première étape. Si les coefficients sont tous très significatifs, on peut constater que la part de la variance de la taille de classe réelle expliquée par la taille de classe théorique est inférieure à ce que l'on constatait pour le primaire. Ce constat vaut particulièrement pour les établissements en ZEP, reflétant une plus grande hétérogénéité dans l'application des seuils d'ouverture et de fermeture de classes. Une interprétation de ce fait tient à l'effet de la taille des établissements. Le graphique 2.2 permet de constater que les seuils sont appliqués de manière moins mécanique à mesure que le nombre de classes augmente. Or les collèges accueillent beaucoup plus souvent que les écoles primaires des effectifs correspondant à 2, 3 ou davantage de classes par niveau.

Graphique 2.2 : La taille moyenne des classes de quatrième générale en fonction du nombre d'élèves inscrits en quatrième générale (1997-1998)



**Graphique 2.3** : La taille moyenne des classes de troisième générale en fonction du nombre d'élèves inscrits en quatrième générale (1998-1999)



### **Seuil d'ouverture de classe et sorting autour des discontinuités**

Le fait de disposer pour les élèves du secondaire de données individuelles, indiquant notamment l'âge des élèves et la PCS du chef de famille, permet en outre de vérifier que les caractéristiques des élèves sont bien comparables des deux côtés des discontinuités que nous exploitons. En effet, comme le remarquent Urquiola et Verhoogen (2010), la stratégie d'identification basée sur la règle d'ouverture et de fermeture de classe n'est valable que si les acteurs du système éducatif en question ne sont pas à même de manipuler l'effectif de leurs établissements afin de choisir de franchir ou non le seuil d'ouverture de classe. En particulier, faire de l'effectif une variable de choix pose problème si ce choix est corrélé avec les caractéristiques des élèves (par exemple, si l'on choisit plus facilement de franchir un seuil d'ouverture de classe si l'élève qui provoque ce franchissement possède des caractéristiques favorables). Les principaux de collège disposent à vrai dire de peu de moyens de contrôler les effectifs d'une classe donnée dans un collège : le contexte institutionnel est notablement plus favorable pour développer notre stratégie d'identification que le contexte chilien étudié par Urquiola et Verhoogen (2010), dans lequel les marges de manœuvre des acteurs locaux sont plus grandes. Dans le contexte français, à l'intérieur d'un établissement, les redoublements constituent la seule décision administrative ayant un impact direct sur les effectifs de chaque niveau. Les décisions d'orientation comme le fait d'accorder ou non une dérogation pour fréquenter un autre établissement public que celui du secteur correspondent toutefois à d'autres moyens d'influer, dans une certaine mesure, sur l'effectif d'une classe donnée, et potentiellement de choisir de franchir ou non le seuil d'ouverture de classe en question.

Ce choix constitue un biais pour nos estimations s'il est corrélé avec les caractéristiques des élèves : il est donc important de vérifier non seulement que les établissements ne manipulent pas leurs effectifs, mais aussi que les caractéristiques des élèves d'un côté et de l'autre des discontinuités exploitées sont effectivement identiques en moyenne. Une façon de vérifier que les établissements ne manipulent pas leurs effectifs consiste à s'intéresser au nombre d'établissements comptant des effectifs proches des seuils d'ouverture et de fermeture de classe. Si les établissements ne sont pas en mesure de manipuler leurs effectifs, on ne doit observer aucune discontinuité dans la fréquence de leurs effectifs au voisinage des seuils d'ouverture et de fermeture de classe.

**Tableau 2.11** : La taille de classe observée en fonction de la taille de classe théorique en quatrième et troisième générales - Estimations 2SLS, régressions de première étape

<b>Partie A : Classes de 3<sup>ème</sup> générale (estimations sur les données administratives exhaustives)</b>				
	<b>Ensemble des élèves</b>	<b>Public, hors Zep</b>	<b>Public, en Zep</b>	<b>Privé</b>
Taille de classe théorique	<b>0,630 ***</b>	<b>0,541 ***</b>	<b>0,455 ***</b>	<b>0,642 ***</b>
(s.e.)	(0,001)	(0,002)	(0,005)	(0,003)
R <sup>2</sup>	0,195	0,139	0,077	0,198
N. Obs.	684 570	462 027	85 546	136 995

Source : Calculs de l'auteur à partir de la base "Scolarité" 2003-2004 et des fichiers "Thèmes" 2003-2004 (MEN-DEPP).

Note : La variable dépendante est la taille de classe réelle. La taille de classe théorique est définie sur la base d'un seuil d'ouverture de classe de 28 élèves pour les établissements publics hors ZEP, de 26 élèves pour les établissements publics situés en ZEP, et de 30 élèves pour les établissements privés. Ces seuils sont ceux qui permettent la meilleure prévision de la taille de classe observée (nous avons retenu le seuil qui permettait d'obtenir le meilleur R<sup>2</sup> pour la régression de première étape, ce qui dans la grande majorité des cas correspond également au coefficient le plus élevé).

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

<b>Partie B : Classes de 4<sup>ème</sup> et de 3<sup>ème</sup> générale (estimations sur le panel secondaire 1995)</b>				
<b>Troisième</b>				
	<b>Ensemble des élèves</b>	<b>Public, hors ZEP</b>	<b>Public, en ZEP</b>	<b>Privé</b>
Taille de classe théorique	<b>0,616 ***</b>	<b>0,572 ***</b>	<b>0,374 ***</b>	<b>0,661 ***</b>
(s.e.)	(0,011)	(0,023)	(0,046)	(0,023)
Adj. R <sup>2</sup>	0,174	0,137	0,021	0,224
N. Obs.	14 472	10 022	1 646	2 802
<b>Quatrième</b>				
	<b>Ensemble des élèves</b>	<b>Public, hors ZEP</b>	<b>Public, en ZEP</b>	<b>Privé</b>
Taille de classe théorique	<b>0,549 ***</b>	<b>0,531 ***</b>	<b>0,353 ***</b>	<b>0,540 ***</b>
(s.e.)	(0,011)	(0,014)	(0,045)	(0,024)
Adj. R <sup>2</sup>	0,139	0,120	0,037	0,142
N. Obs.	15 197	10 631	1 611	2 953

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEPP) et des fichiers "Thèmes" 2001 à 2003 (MEN-DEPP)

Note : La variable dépendante est la taille de classe réelle. La taille de classe théorique est définie sur la base d'un seuil d'ouverture de classe de 28 élèves pour les établissements publics hors ZEP, de 26 élèves pour les établissements publics situés en ZEP, et de 30 élèves pour les établissements privés. Ces seuils sont ceux qui permettent la meilleure prévision de la taille de classe observée (nous avons retenu le seuil qui permettait d'obtenir le meilleur R<sup>2</sup> pour la régression de première étape, ce qui dans la grande majorité des cas correspond également au coefficient le plus élevé).

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

Le graphique 2.4 reporte ainsi le nombre d'établissements concernés en fonction de l'effectif d'élèves en classe de troisième. Les variations statistiques étant trop importantes lorsque l'on s'intéresse séparément aux différentes années, les données reportées au graphique 2.4 sont les nombres d'établissements cumulés sur les années 1995-1996 à 2004-2005. Le résultat est particulièrement intéressant : il révèle qu'il existe bien pour les établissements une certaine marge de manœuvre dans l'application de la règle, les établissements étant moins nombreux au voisinage des effectifs déclenchant l'ouverture d'une nouvelle classe, au moins pour les deux premières discontinuités<sup>71</sup>. Une interprétation possible est qu'au voisinage d'un seuil d'ouverture de classe, les acteurs locaux tendent à maximiser les effectifs afin de garantir l'ouverture d'une nouvelle classe – ce qui peut pousser à rechercher des effectifs supérieurs d'une ou deux unités au seuil appliqué, afin de garantir l'ouverture d'une classe. Ce comportement pourrait expliquer la rareté relative des établissements possédant des effectifs proche des multiples des seuils d'ouverture de classe. Le graphique 2.5 permet cependant d'être plus rassurant quant à l'impact de cette autosélection sur nos estimations. L'analyse graphique ne permet pas de déceler de différences entre les caractéristiques des élèves d'un côté et de l'autre des discontinuités en question, quel que soit le critère utilisé (origine socioprofessionnelle des élèves et redoublement préalable à la classe considérée). Les tests statistiques effectués sur les sous-échantillons autour des discontinuités (-2/+2 élèves et -3/+3 élèves), non reportés ici, n'indiquent pas non plus de différences significatives.

### **Régressions de deuxième étape pour les élèves de quatrième et de troisième**

Nous exploitons donc cet instrument dans des régressions par variable instrumentale, à la fois sur les résultats des élèves du panel et sur les élèves présents dans la base DNB, avec l'avantage que le nombre d'observations dans cette base permet une estimation beaucoup plus précise des coefficients attachés à la variable « taille de classe ». Pour les estimations

---

<sup>71</sup> Ce résultat fournit par ailleurs l'intuition d'une stratégie d'identification possible pour estimer l'impact du redoublement sur la réussite scolaire. Si une des façons pour les acteurs locaux de se situer d'un côté ou de l'autre de la discontinuité est de jouer sur les redoublements (on retiendra par exemple plus facilement un élève si son redoublement permet de garder une classe qui risquerait de fermer en cas de passage de l'élève dans le niveau supérieur), alors la probabilité de redoublement doit dépendre de manière discontinue de l'effectif du niveau considéré, introduisant une variation potentiellement exogène de la probabilité individuelle de redoublement. Les données permettent de tester cette hypothèse. Dans le cadre de régressions 2SLS, la première étape révèle un impact significatif de l'effectif sur le redoublement, mais la part de la variance du redoublement expliquée par l'instrument utilisé reste particulièrement basse, avec les doutes habituellement jetés sur les estimations réalisées à l'aide d'instruments faibles (voir par exemple Bound, Jaeger et Baker (1995) et Staiger et Stock (1997)). Il n'a ainsi pas été jugé utile de poursuivre dans cette voie pour estimer l'impact du redoublement, pour des raisons de puissance statistique.

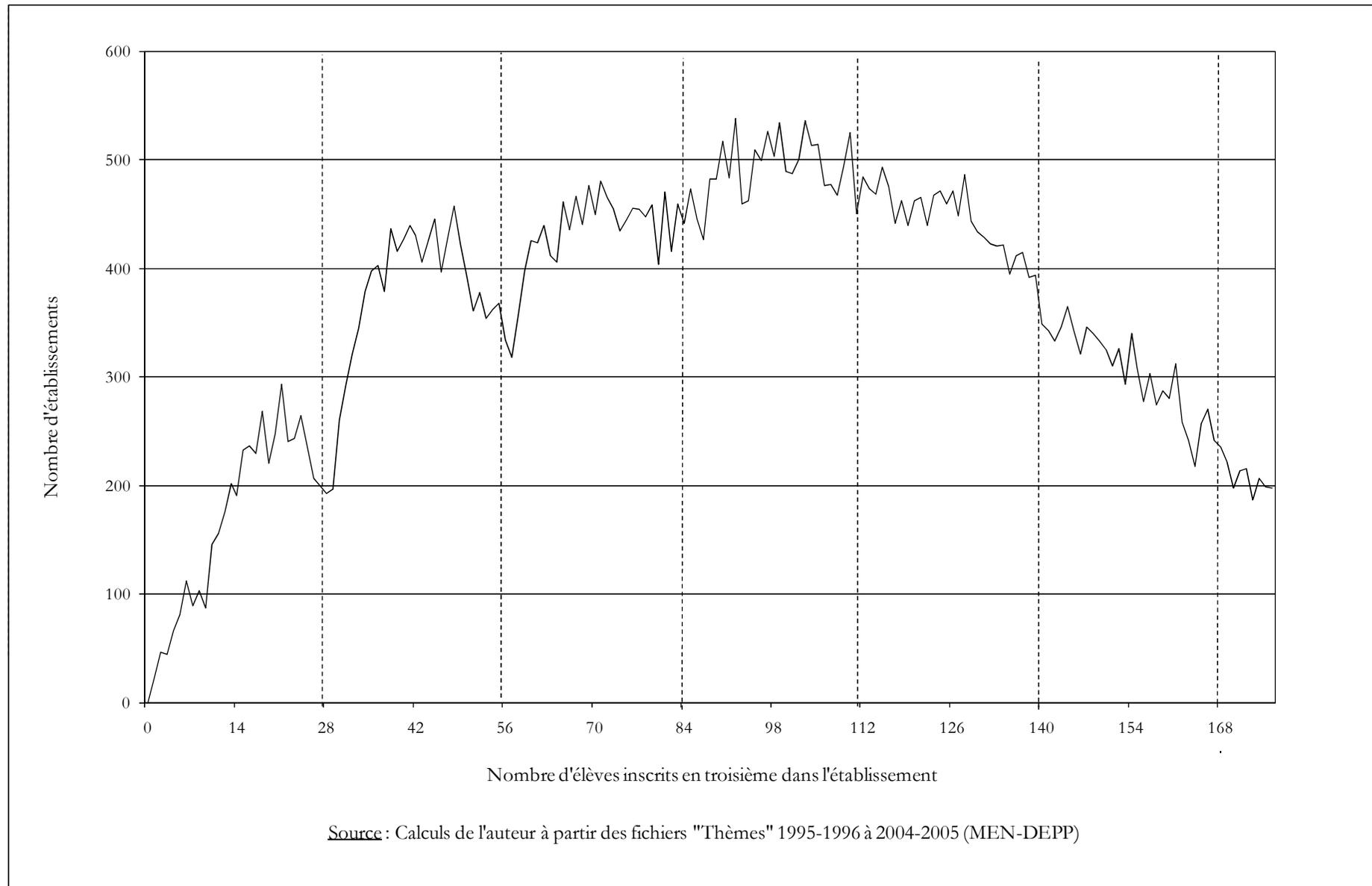
menées sur le panel, l'estimation par variable instrumentale aboutit à des coefficients plus élevés que ceux obtenus par les régressions OLS, égaux à -0,122 pour la classe de quatrième et -0,282 pour la classe de troisième (cf. tableau 2.12). L'augmentation de l'écart-type de l'estimateur lié à l'utilisation des variables instrumentales rend le coefficient de quatrième non significatif, à la différence du coefficient pour la classe de troisième. Les estimations menées sur la base DNB, qui concernent non plus 9 000 élèves mais l'ensemble des élèves passant le brevet en 2004 (un peu plus de 650 000 observations dans la spécification retenue) donnent pour la classe de troisième un coefficient de -0,216 (cf. tableau 2.13). L'effet de la taille des classes est comparable en français et en mathématiques, et semble légèrement plus élevé en histoire et géographie.

La méthode des variables instrumentales permet donc de constater un effet quantitativement moins élevé pour le secondaire que pour le primaire<sup>72</sup>, mais très significatif, et surtout très différent de ce qui était obtenu avec une simple régression OLS. Ce résultat n'est pas surprenant au regard de l'ampleur des différences de caractéristiques observées entre les élèves des petites classes et ceux des grandes classes. La corrélation brute entre tailles de classes et caractéristiques observables apparaissait plus élevée que pour le primaire, d'où une différence au moins aussi grande entre les coefficients de la régression OLS initiale et des régressions 2SLS.

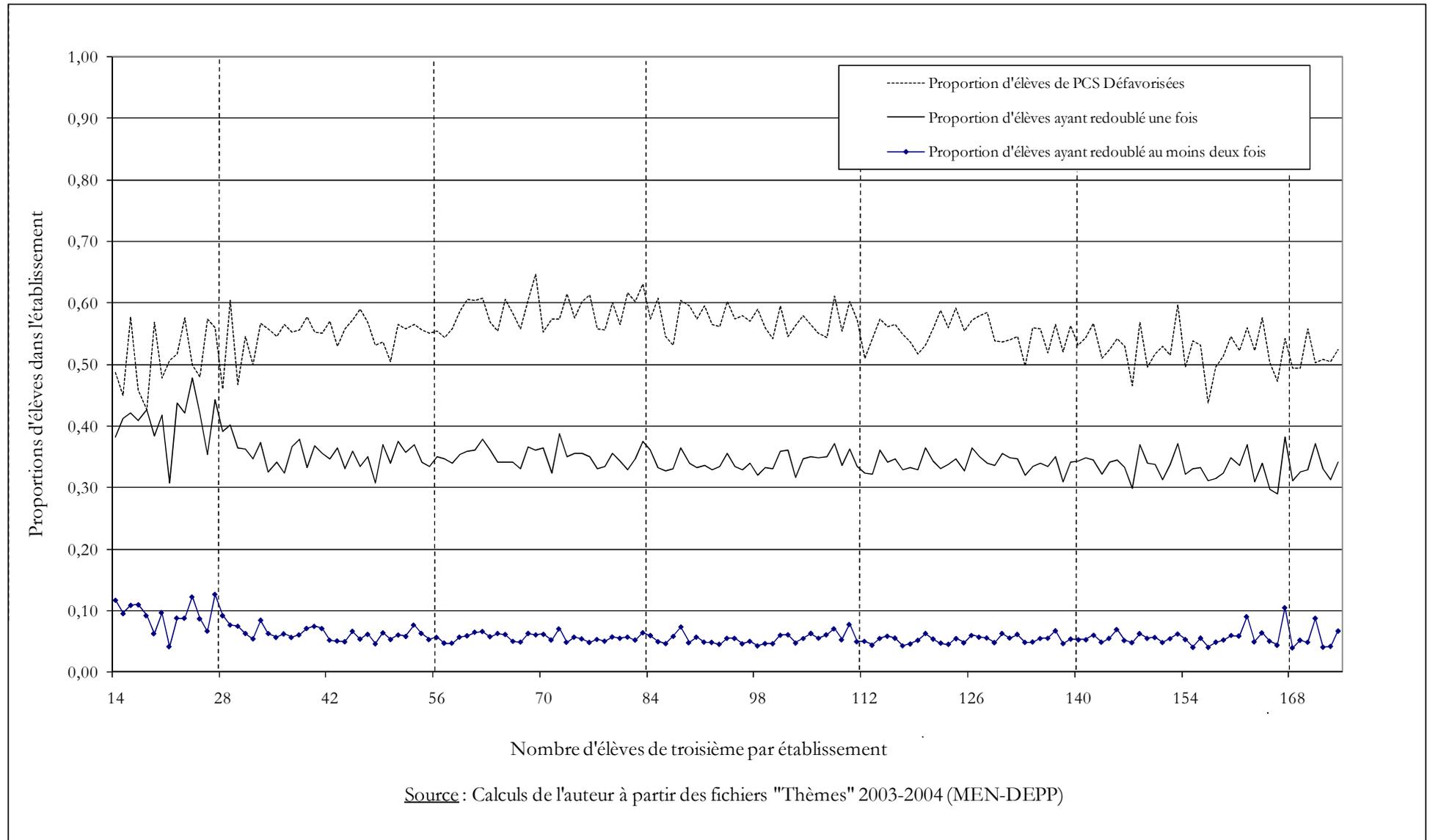
---

<sup>72</sup> Une comparaison rigoureuse de l'amplitude des effets nécessite de ramener ces coefficients à une unité de mesure commune, en divisant le coefficient obtenu par l'écart-type de l'indicateur de résultat auquel il s'applique : pour le primaire les effets étaient d'environ -0,450 en mathématiques et -0,340 en français, et l'écart-type du score en mathématiques et en français dans les deux cas légèrement supérieur à 15. Ici l'effet est de -0,215, pour un écart-type légèrement inférieur à 17 (cf. infra pour une comparaison de l'amplitude des effets entre niveaux d'enseignements).

**Graphique 2.4 :** Le nombre d'écoles par effectif de troisième (années 1995-1996 à 2004-2005)



Graphique 2.5 : Caractéristiques des élèves par établissement selon l'effectif de troisième (2003-2004)



**Tableau 2.12** : L'impact de la taille des classes sur les notes au contrôle continu du brevet - Estimations 2SLS

<b>Partie A - Impact de la taille des classes de quatrième</b>				
Variable dépendante :	<b>OLS</b>	<b>2SLS</b>		
	<b>Moyenne</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Maths</b>	<b>Français</b>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Moyenne	54,88	54,88	54,57	55,19
(s.d.)	(14,11)	(14,11)	(17,56)	(13,13)
Taille de la classe de 4 <sup>ème</sup>	<b>- 0,113 ***</b>	- 0,122	0,007	<b>- 0,244 **</b>
(s.e.)	(0,036)	(0,125)	(0,170)	(0,121)
Taille des classes précédentes	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,559	0,559	0,466	0,524
N. Obs.	8806	8806	8807	8810
<b>Partie B - Impact de la taille des classes de troisième</b>				
Variable dépendante :	<b>OLS</b>	<b>2SLS</b>		
	<b>Moyenne</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Maths</b>	<b>Français</b>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Moyenne	54,88	54,88	54,57	55,19
(s.d.)	(14,11)	(14,11)	(17,56)	(13,13)
Taille de la classe de 3 <sup>ème</sup>	- 0,006	<b>- 0,282 **</b>	- 0,275	<b>- 0,281 **</b>
(s.e.)	(0,037)	(0,134)	(0,183)	(0,129)
Taille des classes précédentes	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,558	0,555	0,462	0,521
N. Obs.	9 056	9 042	9 043	9 046

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995, des bases "Scolarité" de 1997-1998 à 1999-2000 et des fichiers "Thèmes" (Thème 8 - Nombre de divisions) de 1997-1998 à 1999-2000 (MEN-DEPP).

**Lecture** : Quand la taille de la classe de quatrième augmente d'un élève, le score obtenu au contrôle continu du brevet diminue de 0,113 point si on l'estime par une régression OLS (colonne (1)), et diminue de 0,122 point quand il est estimé à l'aide de variables instrumentales (2). Pour la classe de troisième cet impact passe de 0,006 point, tel qu'estimé par une régression OLS, à 0,282 point lorsqu'on utilise la variable instrumentale fondée sur les franchissements de seuils d'ouverture de classe. Les variables instrumentales utilisées sont la taille moyenne de classe théorique de quatrième et de troisième calculée en appliquant un seuil d'ouverture de classe à 28 élèves dans les établissements publics (26 élèves en ZEP) et à 30 élèves dans les établissements privés (qui sont les seuils qui prédisent le mieux la taille réelle des classes dans chacun des cas). Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 2.9.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

**Tableau 2.13** : L'impact de la taille des classes de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet - Estimations 2SLS

Variable dépendante :	OLS	2SLS			
	Moyenne	Moyenne	Maths	Français	Hist. Géo.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Moyenne	50,65	50,65	49,69	50,31	51,72
(s.d.)	(16,56)	(16,56)	(25,01)	(16,44)	(16,80)
Taille de la classe de 3 <sup>ème</sup>	<b>0,028 ***</b>	<b>- 0,216 ***</b>	<b>- 0,199 ***</b>	<b>- 0,187 ***</b>	<b>- 0,274 ***</b>
(s.e.)	(0,005)	(0,016)	(0,026)	(0,017)	(0,019)
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,371	0,376	0,317	0,316	0,218
N. Obs.	653 446	653 446	654 335	655 968	655 382

Source : Calculs de l'auteur à partir de la base DNB 2004, de la base "Scolarité" 2003-2004 et des fichiers "Thèmes" 2003-2004 (thème 0 et thème 8) (MEN-DEPP).

Lecture : Quand la taille de la classe de troisième augmente d'un élève, le score moyen obtenu à l'examen terminal du brevet augmente de 0,028 point si on l'estime par une régression OLS (colonne (1)), mais diminue de 0,216 point quand il est estimé à l'aide de variables instrumentales (2). Les variables instrumentales utilisées sont les mêmes que pour les régressions effectuées à l'aide du panel secondaire 1995. Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 2.10.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) ou 1% (\*\*\*).

D'autre part, si les régressions menées sur le panel sont sujettes à caution du fait de la nature de l'indicateur de résultat et du manque de précision des estimateurs 2SLS, l'utilisation de la base exhaustive des résultats au brevet permet une identification plus fiable de l'impact de la taille de classe en troisième générale, qui apparaît au final relativement élevé.

Au-delà de l'importance quantitative de l'effet, un résultat remarquable des estimations pour le primaire était la différence d'impact entre les élèves de catégories défavorisées et favorisées du point de vue de la réussite scolaire, l'impact plus élevé pour les catégories défavorisées apparaissant quel que soit le critère retenu. Les tableaux 2.14 à 2.16 présentent les régressions 2SLS par catégories sur les élèves du panel et de la base DNB. Ces estimations par catégorie sur les élèves du panel ne permettent pas de mettre en lumière des différences d'impact entre types d'élèves aussi tranchées que dans le primaire. Pour la classe de quatrième, le seul coefficient significatif concerne les élèves de mère diplômée, et cette catégorie est également la seule pour laquelle on peut considérer l'impact de la taille de classe comme significativement différent pour les deux catégories (en l'espèce, l'effet est plus fort pour les enfants de mère diplômée). Pour la classe de troisième, davantage de coefficients sont significatifs, mais seuls les impacts de taille de classe selon la PCS des parents sont significativement différents, plus élevés pour les élèves dont les parents appartiennent à une PCS défavorisée. Les résultats sur les élèves du panel n'offrent donc pas un schéma aussi clair que pour le primaire, mais l'imprécision de ces estimations les rend difficilement exploitables pour comparer l'ampleur des effets entre différentes sous-populations.

De ce point de vue, les estimations pour la classe de troisième sur la base DNB permettent des conclusions plus précises : l'impact de la taille des classes en troisième est plus élevé pour les élèves dont les résultats les placent sous la médiane, et il est très légèrement plus fort pour les élèves de PCS défavorisée, la différence avec les élèves de PCS favorisée n'étant toutefois pas significative.

**Tableau 2.14** : L'impact de la taille des classes sur les notes au contrôle continu du brevet - Régressions 2SLS par catégories

<b>Partie A : Impact de la taille des classes de quatrième en fonction du milieu social de l'élève et de ses aptitudes scolaires</b>										
	Position de l'élève par rapport à la médiane des notes au contrôle continu du brevet		Niveau d'éducation de la mère		Redoublement dans le secondaire		PCS des parents		Elève scolarisé en ZEP	
	Elev. < Médiane	Elev. > Médiane	Inférieur au bac.	Bac. ou plus	Oui	Non	Défavorisée	Favorisée	Zep	Hors Zep
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Taille de la classe de 4 <sup>ème</sup>	0,093	- 0,136	0,098	<b>- 0,575 ***</b>	0,392	- 0,165	-0,129	- 0,175	- 0,214	- 0,119
(s.e.)	(0,143)	(0,130)	(0,161)	(0,203)	(0,385)	(0,129)	(0,183)	(0,171)	(0,568)	(0,127)
Adj. R <sup>2</sup>	0,294	0,312	0,512	0,547	0,210	0,546	0,505	0,579	0,600	0,559
N. Obs.	4 142	4 236	5 729	3 076	1 827	6 978	4 565	4 240	996	7 872
<b>Partie B : Impact de la taille des classes de troisième en fonction du milieu social de l'élève et de ses aptitudes scolaires</b>										
	Position de l'élève par rapport à la médiane des notes au contrôle continu du brevet		Niveau d'éducation de la mère		Redoublement dans le secondaire		PCS des parents		Elève scolarisé en ZEP	
	Elev. < Médiane	Elev. > Médiane	Inférieur au bac.	Bac. ou plus	Oui	Non	Défavorisée	Favorisée	Zep	Hors Zep
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Taille de la classe de 3 <sup>ème</sup>	- 0,166	- 0,018	<b>- 0,334 *</b>	- 0,171	<b>- 0,851 **</b>	- 0,124	<b>- 0,355 *</b>	<b>- 0,294 *</b>	- 0,232	<b>- 0,318 **</b>
(s.e.)	(0,149)	(0,142)	(0,173)	(0,210)	(0,367)	(0,143)	(0,175)	(0,174)	(0,972)	(0,131)
Adj. R <sup>2</sup>	0,297	0,312	0,513	0,549	0,197	0,545	0,504	0,572	0,585	0,553
N. Obs.	4 249	4 353	5 888	3 153	1 892	7 149	4 565	4 381	997	8 044

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995, des bases "Scolarité" de 1997-1998 à 1999-2000 et des fichiers "Thèmes" (thème 8) de 1997-1998 à 1999-2000 (MEN-DEPP).

Lecture : Quand les tailles de classe de quatrième et de troisième augmentent respectivement d'un élève, le score obtenu au contrôle continu du brevet diminue respectivement de 0,122 point et de 0,282 point lorsque ces coefficients sont estimés par variables instrumentales pour l'ensemble des élèves (cf. tableau 2.12). Si on estime cet impact séparément en fonction de l'origine sociale des élèves (colonnes 7 et 8), l'impact de la taille des classes de quatrième est égal à - 0,129 point pour les élèves de milieu social défavorisé (au sens de la PCS de leurs parents), contre - 0,175 pour les élèves favorisés, et pour la classe de troisième de - 0,355 point pour les élèves défavorisés, contre - 0,294 pour les élèves d'origine favorisée. Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 2.9. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

**Tableau 2.15** : L'impact de la taille des classes de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet - Régressions 2SLS par catégories

Impact de la taille des classes en fonction du milieu social et des aptitudes scolaires de l'élève									
	Ensemble des élèves	Position de l'élève par rapport à la médiane des notes aux examens terminaux du brevet		Elève ayant déjà redoublé		PCS des parents		Elève scolarisé en ZEP	
		Elev. < Médiane	Elev. > Médiane	Oui	Non	Défavorisée	Favorisée	Zep	Hors Zep
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Taille de la classe de 3 <sup>ème</sup> (s.e.)	<b>- 0,216 ***</b> (0,016)	<b>- 0,172 ***</b> (0,018)	<b>- 0,056 ***</b> (0,015)	<b>- 0,168 ***</b> (0,030)	<b>- 0,223 ***</b> (0,020)	<b>- 0,218 ***</b> (0,023)	<b>- 0,186 ***</b> (0,024)	<b>- 0,597 ***</b> (0,071)	<b>- 0,196 ***</b> (0,017)
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,376	0,193	0,133	0,162	0,197	0,325	0,322	0,308	0,354
N. Obs.	653 446	322 790	330 655	191 539	461 906	342 243	311 202	77 862	575 583

**Source** : Calculs de l'auteur à partir de la base DNB 2004, de la base "Scolarité" 2003-2004 et des fichiers "Thèmes" 2003-2004 (thème 0 et thème 8) (MEN-DEPP).

**Lecture** : Quand la taille de la classe de troisième augmente d'un élève, le score obtenu à l'examen terminal du brevet diminue de 0,216 point lorsque l'estimation est menée pour l'ensemble des élèves. Si on estime cet impact séparément en fonction de la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des parents (colonnes 6 et 7), ce coefficient est égal à - 0,218 pour les élèves de milieu social défavorisé, contre - 0,186 pour les élèves d'origine favorisée. Il est par ailleurs de - 0,597 pour les élèves de ZEP, contre - 0,196 hors ZEP (colonnes 8 et 9). Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 2.10. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) ou 1% (\*\*\*).

**Tableau 2.16** : L'impact de la taille des classes de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet - Régressions 2SLS en fonction de la PCS des parents

PCS du responsable de l'élève :	Cadres	Professions intermédiaires	Indépendants	Employés	Ouvriers
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Taille de la classe de 3 <sup>ème</sup> (s.e.)	<b>- 0,216 ***</b> (0,044)	<b>- 0,217 ***</b> (0,042)	-0,032 (0,039)	<b>- 0,136 ***</b> (0,042)	<b>- 0,313 ***</b> (0,034)
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,278	0,300	0,305	0,314	0,298
N. Obs.	127 842	108 407	74 951	109 169	160 510

Source : Calculs de l'auteur à partir de la base DNB 2004, de la base "Scolarité" 2003-2004 et des fichiers "Thèmes" 2003-2004 (thème 0 et thème 8) (MEN-DEPP).

Lecture : Quand la taille de classe de troisième augmente d'un élève, le score obtenu à l'examen terminal du brevet diminue de 0,216 point lorsque l'estimation est menée pour l'ensemble des élèves (tableau 2.13). Le grand nombre d'observations dans la base du Diplôme National du Brevet (DNB) nous permet d'estimer le coefficient lié à la taille de classe pour chaque catégorie sociale séparément. Ainsi l'augmentation d'un élève de la taille de la classe de troisième provoque une diminution de 0,255 point pour les enfants de cadres, contre 0,313 point pour les enfants d'ouvriers par exemple. Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 2.10. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) ou 1% (\*\*\*).

L'impact obtenu est par ailleurs beaucoup plus fort pour les élèves scolarisés dans des établissements en ZEP, où l'effet atteint -0,597 points par élève supplémentaire, contre un peu moins de -0,196 hors ZEP. On retrouve là un des résultats du primaire, où le faible nombre d'observations empêchait toutefois une identification précise de l'effet en ZEP. Cet effet de la réduction de la taille de classe en ZEP est, ici, estimé très précisément. L'ampleur de cet effet paraît aller au-delà de ce qui était prévisible du fait de la composition sociale des établissements classés en ZEP, les coefficients estimés n'étant pas beaucoup plus élevés pour les élèves de catégories défavorisées en général. La taille des échantillons permet d'estimer séparément l'impact de la taille de classes pour chacune des PCS des parents. Les résultats de cette estimation, présentés au tableau 2.16, montrent que l'impact est maximal pour les enfants d'ouvriers (-0,313) et minimal pour les enfants d'indépendants (non significativement différent de 0). Cet impact apparaît toutefois plus grand pour les enfants de cadres que pour les enfants d'employés. Ces régressions par catégories semblent ainsi révéler que l'impact de la taille des classes est moins lié au milieu social d'origine au collège qu'il ne l'était au primaire.

Au final, s'il apparaît particulièrement fort en ZEP, l'impact de la taille des classes ne s'avère pas systématiquement plus élevé pour les élèves de catégories défavorisées, à l'image de ce qui a pu être constaté au primaire. Au-delà du profil des élèves, l'effet de la taille de classe semble donc dépendre du contexte des établissements dans lequel il est estimé. Dans le cas des ZEP, les résultats plaident pour une interprétation favorable à la politique mise en place : il semble que l'effet de la taille des classes dans ces établissements aille au-delà de ce que la simple composition sociale des établissements amènerait à prévoir. Il est ainsi possible que les autres mesures qui accompagnent le supplément de moyens lié au classement en ZEP produisent des effets sensibles permettant aux établissements de mieux tirer parti de tailles de classe réduites.

## **2.5. L'impact de la taille des classes au lycée**

### **2.5.1. Estimations OLS pour les élèves de première et de terminale générale**

Les estimations pour le lycée portent sur les élèves des classes de première et de terminale des séries générales<sup>73</sup>, où nous utilisons comme indicateur de résultat les notes obtenues au baccalauréat, converties en scores sur 100 points pour les rendre comparables aux coefficients obtenus pour le primaire et le secondaire. Ainsi pour les lycées, nous devons prendre en compte dans nos estimations l'existence de séries différentes à l'intérieur d'un même niveau. D'une part, les seuils d'ouverture de classe utilisés pour identifier l'impact de la taille de classe devront donc être compris au niveau de la série considérée, et non de l'ensemble des élèves de terminale. D'autre part, des précautions doivent être prises quant à la signification des indicateurs de résultat considérés : comparer des notes de mathématiques ou de français en série scientifique et en série littéraire a peu de sens, et peut biaiser les résultats si les différences de notation ou de difficulté des épreuves entre les séries vont de pair avec des différences de tailles moyennes de classes entre séries. Toutes les régressions présentées ici incluent donc des effets fixes par série, qui permettent de tenir compte de ces différences. L'idéal aurait été de mener des estimations séparées pour les élèves des différentes séries : le faible nombre d'observations dont nous disposons ne nous permet cependant pas de le faire sans diminuer très sérieusement la précision de nos estimations.

Nous nous intéressons pour les lycées à l'impact des tailles de classes de première et surtout de terminale sur les résultats aux épreuves du baccalauréat. Nous construisons pour évaluer l'impact de la classe de terminale un score moyen sur 100 points obtenus aux épreuves passées en fin de terminale<sup>74</sup>, qui exclut les matières passées de manière anticipée en fin de première. Par ailleurs, l'interprétation de ce coefficient doit tenir compte du fait qu'une partie des notes (en langues vivantes, par exemple) sont obtenues dans des matières où les enseignements se déroulent pour une partie des élèves en sous-groupes et non en

---

<sup>73</sup> Instituées en 1993, les séries générales du baccalauréat sont actuellement ES (économique et social), L (littéraire), S (scientifique).

<sup>74</sup> Score moyen pondéré par les coefficients applicables aux différentes matières compte tenu de la série de l'élève.

classes entières<sup>75</sup>. La restriction aux séries générales, où la part des enseignements réalisés en classe entière est la plus élevée, et la présentation des coefficients pour des matières dont l'enseignement se passe, pour la quasi-totalité des élèves, en classe entière, limite l'ampleur de ce problème pour nos estimations<sup>76</sup>.

Comme pour les niveaux précédents, les statistiques descriptives indiquent que la répartition des élèves entre les classes de différentes tailles n'est pas aléatoire, et que les élèves ayant les caractéristiques les plus favorables à la réussite scolaire sont amenés à fréquenter des classes plus chargées. Comme au primaire et au collège, ce constat se trouve confirmé quel que soit le critère utilisé, mais l'ampleur de ce phénomène semble moins forte qu'aux niveaux précédents, les différences de taille de classe observées entre catégories étant plus faibles.

La conséquence est que l'association positive entre taille des classes et résultats scolaires, si elle existe également au lycée, est moins importante que pour les niveaux précédents : la colonne (1) du tableau 2.17 indique que sans variables de contrôle, une augmentation de la taille de classe d'un élève est associée à une augmentation du score moyen au baccalauréat de 0,10 points environ (contre un coefficient de l'ordre de 0,80 au collège pour le score moyen au brevet). L'introduction dans les régressions des tailles de classe précédentes et des variables de contrôle sociodémographiques suffit à rendre ce coefficient négatif, bien que l'effet reste non significatif (colonne (3)). Au final, les régressions OLS dans la spécification comprenant l'ensemble des variables de contrôle disponibles laissent apparaître un effet négatif, mais non significatif, de la taille des classes de terminale sur les notes aux épreuves du baccalauréat passées en fin de terminale. La conclusion est similaire lorsque l'on s'intéresse séparément à chacune des matières passées en fin de terminale : aucun coefficient, tel qu'estimé par les régressions OLS, n'est significativement différent de zéro. Seul l'impact de la taille de classe de première sur la note en français aux épreuves anticipées laisse apparaître un effet significatif, mais positif.

---

<sup>75</sup> La taille de classe renseignée dans le panel est celle de la classe entière habituellement fréquentée. Il nous est impossible compte tenu des données existantes d'observer la taille de ces sous-groupes, ni même leur existence éventuelle.

<sup>76</sup> L'interprétation du coefficient sur le score moyen obtenu en terminale reste, elle, sujette à ces interrogations, mais il est possible de comparer ce coefficient à celui obtenu pour les matières enseignées en classes entières.

**Tableau 2.17** : L'impact de la taille des classes sur les notes au baccalauréat - Estimations OLS

Variable dépendante :	Terminale										Première
	Note moyenne					Maths.	Philo.	LV1	Hist. Géo.	Français	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
Moyenne			54,37 (12,04)			49,65 (21,17)	44,83 (15,04)	52,90 (17,47)	51,89 (16,57)	54,56 (12,37)	
Taille de la classe	<b>0,095 ***</b>	- 0,018	- 0,028	<b>- 0,052 *</b>	- 0,041	- 0,027	0,043	- 0,027	- 0,017	<b>0,075 **</b>	
(s.e.)	(0,031)	(0,036)	(0,037)	(0,029)	(0,031)	(0,062)	(0,050)	(0,053)	(0,054)	(0,034)	
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Adj. R <sup>2</sup>	0,001	0,022	0,112	0,526	0,527	0,336	0,236	0,360	0,279	0,300	
N. Obs.	5 171	5 171	4 666	3 951	3 867	3 869	3 888	3 876	3 876	3 894	

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995 et des bases "Scolarité" 2001 à 2003 (MEN-DEPP).

**Lecture** : Les coefficients sont estimés par une régression OLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux épreuves du baccalauréat passées en fin de terminale. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de la classe sur ce score au baccalauréat à variables de contrôle données. Ainsi sans contrôles, quand la taille de la classe de terminale augmente d'un élève, le score moyen au baccalauréat augmente de 0,095 point (colonne 1). Dès lors que l'on raisonne à caractéristiques socio-démographiques observables et à taille des classes précédentes données (colonne 3), ce coefficient devient négatif (- 0,018). Lorsque l'on contrôle pour l'ensemble des différences observables entre élèves, une augmentation d'un élève de la taille de classe est associée à une baisse du score au baccalauréat de 0,041 point. Par ailleurs, une augmentation d'un élève de la classe de première est associée à une augmentation de la note obtenue en français de 0,075 point.

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée dans le secondaire. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, le niveau de diplôme de la mère, le sexe et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, l'âge d'entrée en sixième, une indicatrice de redoublement dans le secondaire, le score aux évaluations de sixième, la moyenne au contrôle continu du brevet et les notes aux épreuves anticipées du baccalauréat (en fin de classe de première).

Le contexte de scolarisation permet de prendre en compte les caractéristiques de l'établissement (public/privé, statut ZEP, académie, tranche d'unité urbaine (taille de l'agglomération)) mais aussi plusieurs indicateurs sur la composition de l'établissement : part d'élèves ayant des parents de PCS défavorisées, d'élèves ayant redoublé une fois, d'élèves ayant redoublé plusieurs fois, d'élèves de nationalité étrangère et d'élèves externes.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*\*) et 1% (\*\*\*).

**Note** : Les régressions présentées ici et dans la suite de l'étude concernent uniquement les élèves fréquentant des classes de première et de terminale générales.

## **2.5.2. Exploitation des discontinuités liées aux seuils d'ouverture de classe en première et en terminale générale**

### **Régressions de première étape pour les élèves de première et de terminale générale**

Les seuils d'ouverture et de fermeture de classes semblent appliqués plus rigoureusement encore au lycée qu'au collège ou au primaire. Le profil des tailles de classe, pour les classes de première et de terminale, est très différent de celui constaté au collège<sup>77</sup>. Les classes sont beaucoup plus chargées (la taille moyenne des terminales générales est proche de 29 élèves, contre 25 élèves en moyenne en troisième générale), mais surtout le seuil d'ouverture de classe constaté en première et en terminale apparaît extrêmement contraignant pour un plus grand nombre d'établissements : en terminale, 35 élèves est la taille de classe rencontrée le plus fréquemment, alors que moins de 2% des classes sont de taille supérieure à ce chiffre. Ce seuil trouve une justification normative dans un rapport annexé à la loi d'orientation sur l'éducation du 10 juillet 1989, qui posait comme objectif de « ne laisser subsister aucune classe à plus de trente-cinq élèves dans les lycées d'ici à 1993 »<sup>78</sup>. Cet objectif semble avoir été décliné de façon stricte sur l'ensemble du territoire.

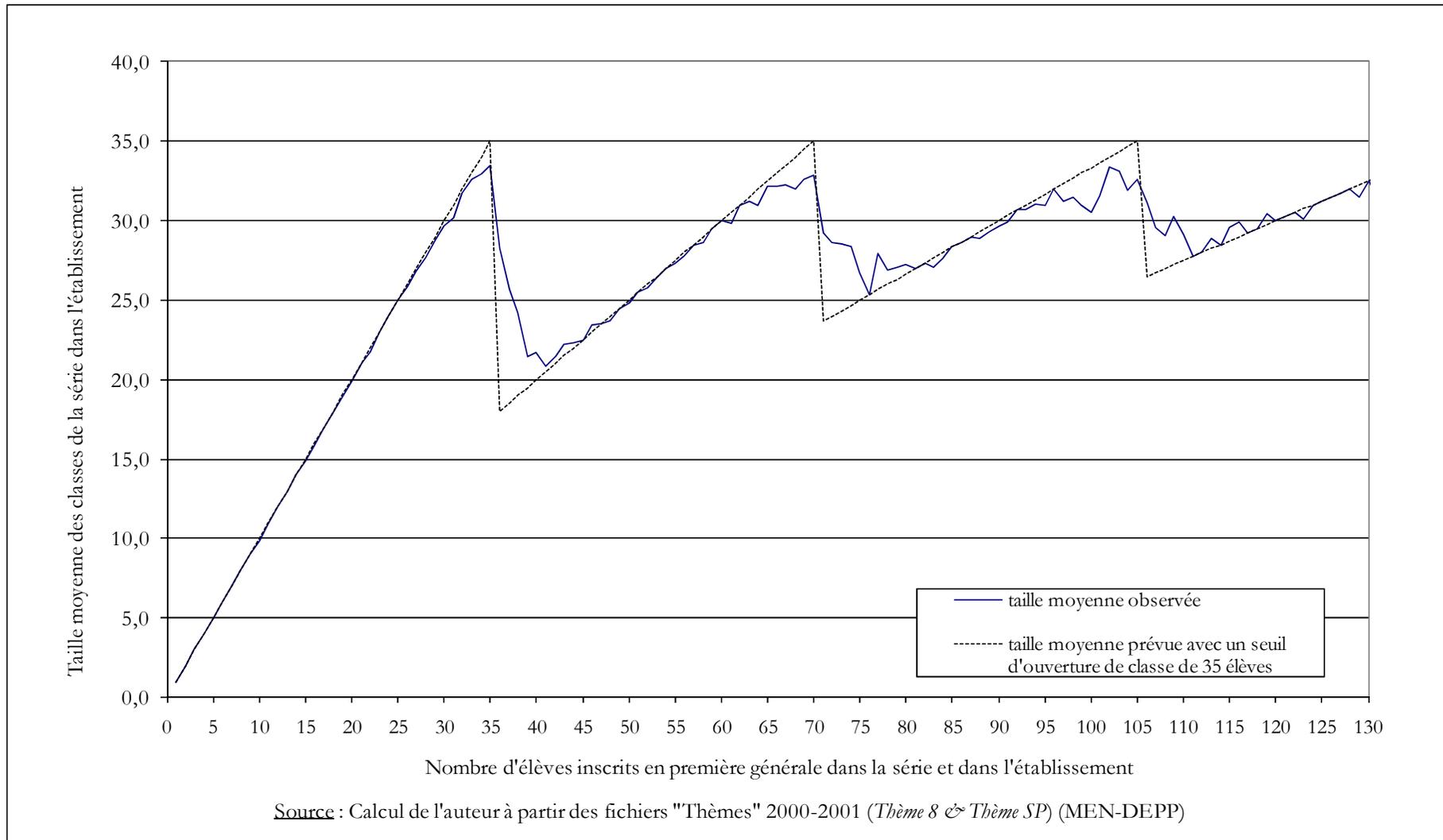
Pour l'application du seuil d'ouverture de classe, l'autre différence notable entre le lycée et les niveaux précédents, soulignée plus haut, est que l'ouverture d'une nouvelle classe ne s'envisage pas au vu des effectifs totaux du niveau, mais des effectifs par série. Les seuils d'ouverture de taille de classe se comprennent donc par série : lorsqu'il y a 35 élèves en terminale scientifique, il y aura une seule classe, l'inscription d'un 36<sup>ème</sup> élève dans cette série provoquera l'ouverture d'une seconde classe de terminale scientifique. Les graphiques 2.6 et 2.7 montrent que ce seuil d'ouverture de classe correspond de manière remarquable au seuil effectivement appliqué dans les lycées, et prédit de manière très satisfaisante les variations de la taille réelle des classes.

---

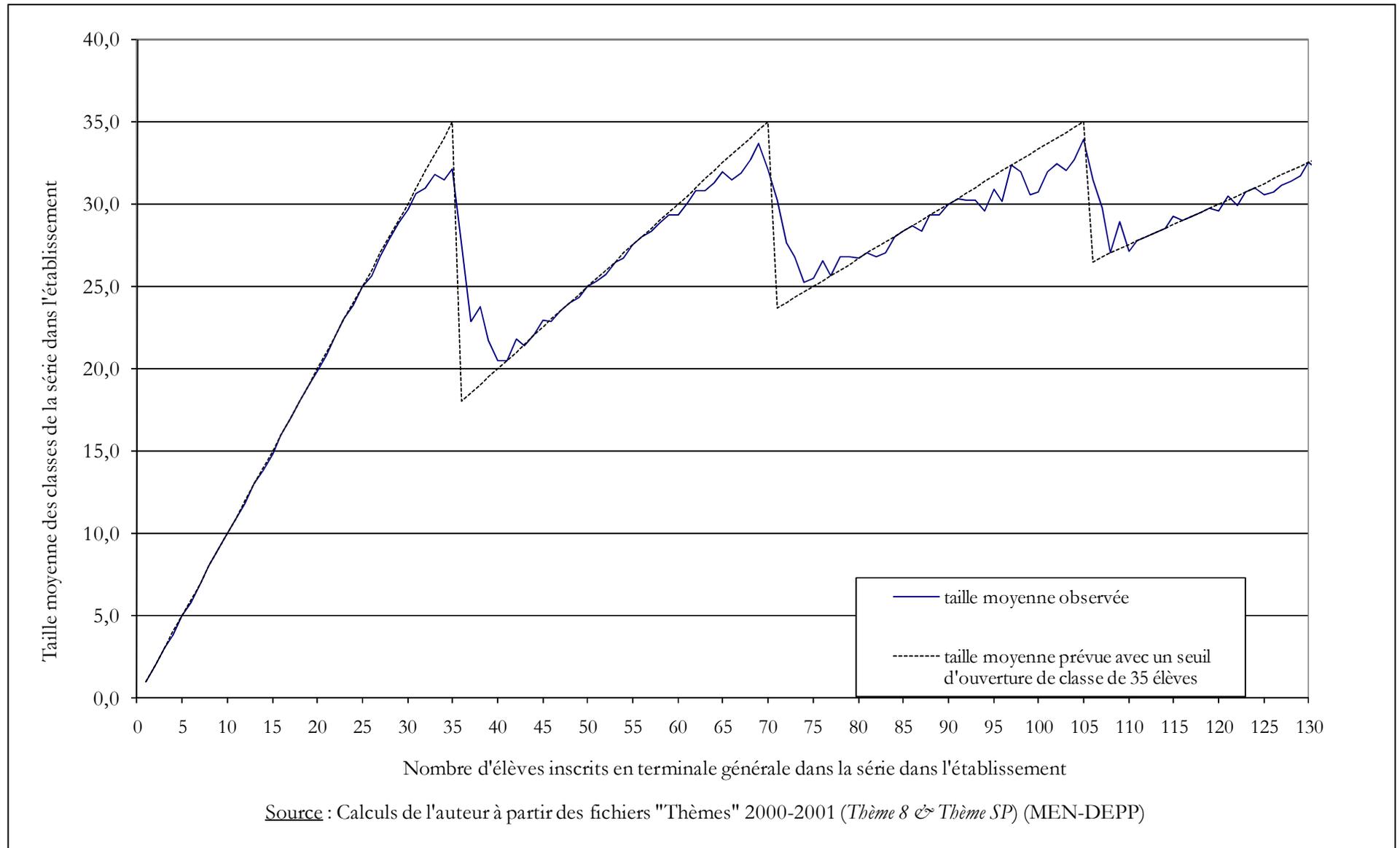
<sup>77</sup> Cf. annexe A, graphiques A19 à A26.

<sup>78</sup> Rapport intitulé « Les missions et les objectifs fixés par la nation » (loi d'orientation du 10/07/1989).

**Graphique 2.6 :** La taille moyenne des classes de première générale en fonction du nombre d'élèves inscrits dans la série correspondante (2000-2001)



**Graphique 2.7 :** La taille moyenne des classes de terminale générale en fonction du nombre d'élèves inscrits dans la série correspondante (2001-2002)



Les régressions de première étape présentées au tableau 2.18 confirment cette impression graphique : tant les coefficients de ces régressions que les coefficients de détermination ( $R^2$ ) apparaissent particulièrement élevés. La taille de classe théorique semble donc prédire de manière particulièrement fine la taille de classe réelle dans les établissements. Les coefficients et les  $R^2$  obtenus sont notamment supérieurs à ceux mis en évidence pour le primaire et pour les collèges (cf. tableaux 2.3 et 2.11). Ainsi la taille de classe théorique permet par exemple d'expliquer près de 50% de la taille de classe réelle en terminale générale (colonne 1, partie basse du tableau).

### **Régressions de deuxième étape pour les élèves de première et de terminale générale**

L'impact d'un élève supplémentaire sur la moyenne obtenue aux épreuves de terminale du baccalauréat correspondait, tel qu'estimé par les régressions OLS, à une réduction du score d'environ 0,040 point, cet impact n'étant pas significativement différent de 0. Le coefficient estimé en appliquant la méthode par variable instrumentale fondée sur le seuil d'ouverture de classe à 35 élèves aboutit à un effet très peu différent de celui des régressions OLS, puisque l'effet est de l'ordre de -0,045, non significatif lui non plus dans la mesure où les coefficients sont estimés moins précisément avec les variables instrumentales (cf. tableau 2.19). Cette différence minime est assez peu surprenante dans la mesure où le problème d'endogénéité que l'utilisation de la variable instrumentale permet de contourner était manifestement moins grand pour les lycées que pour les collèges ou pour le primaire, les élèves des classes les plus chargées étant assez peu différents de ceux des classes de taille réduite.

Il reste que cet effet s'avère très faible, et si l'estimation est relativement imprécise, elle permet toutefois d'exclure l'existence d'un effet d'amplitude supérieure à -0,100 point par élève supplémentaire, compte tenu de l'écart-type de l'estimateur. L'impact de la taille des classes sur les résultats obtenus en terminale est en tout état de cause très limité. Cet impact apparaît en outre non significatif quelle que soit la matière considérée, les coefficients obtenus étant même légèrement positifs pour certaines matières.

**Tableau 2.18** : La taille de classe observée en fonction de la taille de classe théorique en classes de première et de terminale générales - Estimations 2SLS, régressions de première étape

	Première générale		
	Ensemble des élèves	Public	Privé
	Taille de classe théorique	<b>0,733 ***</b>	<b>0,754 ***</b>
(s.e.)	(0,012)	(0,013)	(0,028)
Adj. R <sup>2</sup>	0,422	0,422	0,376
N. Obs.	5 292	4 340	951
	Terminale générale		
	Ensemble des élèves	Public	Privé
	Taille de classe théorique	<b>0,807 ***</b>	<b>0,809 ***</b>
(s.e.)	(0,011)	(0,023)	(0,023)
Adj. R <sup>2</sup>	0,486	0,240	0,523
N. Obs.	5 422	4 409	1 012

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEPP) et des fichiers "Thèmes" 2001 à 2003 (MEN-DEPP)

Note : La variable dépendante est la taille de classe réelle. La taille de classe théorique est définie sur la base d'un seuil d'ouverture de classe de 35 élèves, pour la première et la terminale, dans les établissements publics et privés. Ce seuil de 35 élèves est celui qui permet la meilleure prévision de la taille de classe observée (nous avons retenu le seuil qui permet d'obtenir le meilleur R<sup>2</sup> pour la régression de première étape, ce qui dans la grande majorité des cas correspond également au coefficient le plus élevé).

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

**Tableau 2.19** : L'impact de la taille des classes sur les notes au baccalauréat - Estimations 2SLS

Variable dépendante :	OLS	2SLS					
	Terminale	Terminale					Première
	Note moyenne	Note moyenne	Maths	Philosophie	LV1	Hist. Géo.	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Moyenne	54,37	54,37	49,65	44,83	52,90	51,89	54,56
(s.d.)	(12,04)	(12,04)	(21,17)	(15,04)	(17,47)	(16,57)	(12,37)
Taille de la classe	- 0,041	- 0,045	- 0,061	- 0,016	- 0,058	0,087	0,064
(s.e.)	(0,031)	(0,052)	(0,117)	(0,088)	(0,095)	(0,095)	(0,060)
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Caractéristiques établissement	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,527	0,546	0,339	0,240	0,368	0,282	0,305
N. Obs.	3 867	3 746	3 729	3 742	3 743	3 743	3 695

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995, des bases "Scolarité" 2001 à 2003 et des fichiers "Thèmes" 2001 à 2003 (MEN-DEPP).

**Lecture** : Quand la taille de classe de terminale augmente d'un élève, le score obtenu au baccalauréat diminue de 0,041 point si on l'estime par une régression OLS (colonne 1), et diminue de 0,045 point quand il est estimé à l'aide de variables instrumentales (colonne 2). Les variables instrumentales utilisées sont la taille moyenne de classe théorique de terminale calculée à partir du nombre d'élèves inscrits dans chaque série dans l'établissement en appliquant un seuil d'ouverture de classe à 35 élèves. Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 2.17. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

Les régressions par catégorie<sup>79</sup>, que présente le tableau 2.20, rejoignent cette conclusion générale : les effets de la taille des classes paraissent faibles, pour les élèves de catégories défavorisées comme pour les élèves plus favorisés. Non seulement l'effet de la taille des classes en terminale n'apparaît significatif pour aucune catégorie d'élèves, mais en outre les coefficients obtenus ne sont pas significativement différents entre les catégories considérées : il est impossible d'affirmer au vu de ces résultats que l'impact de la taille des classes de terminale est plus fort pour les catégories défavorisées, contrairement aux résultats obtenus pour le primaire et le collège.

Le fait de disposer de données de panel permet d'aller au-delà de ce constat d'un effet limité de la taille des classes et d'ébaucher une explication des raisons pour lesquelles la taille des classes est déterminante au primaire, et dans une moindre mesure au collège, et ne l'est plus au lycée dans les séries générales. Une première explication pourrait reposer sur la nature des élèves présents dans ces classes : les estimations des sections précédentes montrent que les élèves les plus favorisés du point de vue de la réussite scolaire sont moins sensibles à la taille des classes. Les élèves fréquentant les séries générales du lycée se recrutant très majoritairement parmi les meilleurs élèves des classes précédentes, il est possible que cette baisse de l'impact de la taille des classes soit liée à des effets de sélection. Le tableau 2.21 permet d'apporter un début de réponse à cette question : les données de panel permettent de répliquer les estimations de l'impact de la taille des classes au collège pour des élèves dont on sait qu'ils vont ensuite s'orienter vers les filières générales du lycée. Effectuées sur la sous-population des élèves qui s'orientent, à l'issue de la troisième, vers une seconde de détermination, les estimations montrent un impact de la taille de classe de troisième proche de la valeur obtenue pour l'ensemble des élèves, et un impact légèrement plus élevé en classe de quatrième. Pour ceux qui vont ensuite parvenir en terminale générale, l'impact de la taille de classe de troisième est là encore proche de sa valeur pour l'ensemble des élèves, et il est également plus grand pour ces élèves en quatrième. L'impact de la taille des classes en fin de collège n'est pas moins élevé pour les élèves qui vont ensuite être amenés à s'orienter en seconde de détermination et parvenir en terminale générale.

---

<sup>79</sup> Contrairement aux niveaux précédents, il n'est pas possible de présenter ici des résultats séparés pour les élèves en ZEP et hors ZEP, compte tenu de la taille de notre échantillon et de la faible proportion des élèves que représentent les établissements classés en ZEP au lycée (moins de 1,5% des élèves).

**Tableau 2.20** : L'impact de la taille des classes de terminale sur les notes au baccalauréat - Estimations 2SLS, régressions par catégories

	(1)	(2)		(3)		(4)		(5)	
	Ensemble des élèves	Position par rapport à la médiane au c. c. du brevet		Niveau d'éducation de la mère		Redoublement (au moins une fois dans le secondaire)		PCS du chef de famille	
		élève < médiane	élève > médiane	< bac	au moins le bac	Oui	Non	PCS défavorisée	PCS favorisée
Taille de la classe de terminale	- 0,045	- 0,050	0,006	0,013	- 0,085	- 0,099	- 0,010	0,046	- 0,074
(s.e.)	(0,052)	(0,075)	(0,082)	(0,076)	(0,080)	(0,123)	(0,060)	(0,087)	(0,071)
Adj. R <sup>2</sup>	0,546	0,451	0,517	0,526	0,561	0,357	0,439	0,546	0,555
N. Obs.	3 746	1 645	1 845	1 693	2 052	939	2 806	1 235	2 510

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEPP), des bases "Scolarité" 2001 à 2003 et de fichiers "Thèmes" 2001 à 2003 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Quand la taille de la classe de terminale augmente d'un élève, le score obtenu au baccalauréat diminue de 0,045 point lorsque les coefficients sont estimés par variables instrumentales pour l'ensemble des élèves. Si on estime cet impact séparément selon l'origine sociale des élèves (au sens de la PCS des parents), ce coefficient est égal à 0,046 pour les élèves de milieu social défavorisé, contre - 0,074 pour les élèves d'origine favorisée. Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 2.17. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

**Tableau 2.21** : L'impact de la taille des classes de quatrième et de troisième sur le score au contrôle continu du brevet selon l'orientation - Estimations 2SLS

Variable dépendante : score moyen au contrôle continu du brevet	Impact de la taille de classe de quatrième			Impact de la taille de classe de troisième		
	Ensemble des élèves	Orientation = Seconde de détermination	Orientation = Terminale générale	Ensemble des élèves	Orientation = Seconde de détermination	Orientation = Terminale générale
Moyenne	54,88	60,85	65,99	54,88	60,85	65,99
(s.d.)	(14,11)	(11,45)	(10,48)	(14,11)	(11,45)	(10,48)
Taille de classe	- 0,122	<b>- 0,286 ***</b>	<b>- 0,378 **</b>	<b>- 0,282 **</b>	<b>- 0,303 **</b>	- 0,243
(s.e.)	(0,125)	(0,132)	(0,192)	(0,134)	(0,151)	(0,198)
Adj. R <sup>2</sup>	0,559	0,448	0,383	0,555	0,445	0,390
N. Obs.	8806	6061	3446	9 042	6223	3525

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1995, des bases "Scolarité" de 1997-1998 à 1999-2000 et des fichiers "Thèmes" (thème 8 - nombre de divisions) de 1997-1998 à 1999-2000 (MEN-DEPP).

Lecture : L'impact de la taille de la classe de quatrième, pour tous les élèves de quatrième générale dans le panel secondaire 1995 (les non redoublants étant en quatrième en 1997-1998), est une réduction du score de 0,122 point du score moyen au contrôle continu du brevet par élève supplémentaire. Sur la sous-population constituée par les élèves qui vont ensuite s'orienter vers une seconde de détermination, cet impact s'élève à - 0,286 point par élève supplémentaire. Pour les élèves qui vont ensuite fréquenter une terminale générale, l'effet est de - 0,378 point par élève supplémentaire. Les spécifications des régressions sont similaires à celles de la colonne (2) du tableau 2.12. Les variables de contrôle utilisées sont les même que celles décrites dans le tableau 2.9. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) ou 1% (\*\*\*).

La faiblesse de l'impact de la taille des classes dans les filières générales du lycée ne semble pas liée à la nature des élèves qui fréquentent ces classes. Il semble plus probable que ce soit simplement la nature de l'enseignement et de la relation pédagogique, qui n'est évidemment pas la même en début de primaire, au collège et en terminale générale, qui implique que la taille des classes est une variable importante pour la réussite des élèves au primaire, et à un degré moindre au collège mais ne l'est plus pour les élèves des séries générales des lycées.

## **2.6. Comparaison des effets estimés pour les différents niveaux**

Le tableau 2.22 rassemble les principaux résultats obtenus pour les écoles primaires, des collèges et des lycées. Les coefficients retenus ici ont été estimés par la méthode des variables instrumentales pour l'ensemble des élèves (rappelons que les coefficients obtenus pour les sous-échantillons d'élèves défavorisés sont généralement supérieurs). Ces résultats peuvent se résumer de la façon suivante : une réduction de la taille de classe d'un élève conduit à une progression du score obtenu par les élèves d'environ 0,4 points au niveau du primaire, d'environ 0,2 points au niveau du collège, et d'à peine 0,05 points au niveau du lycée.

Afin de rendre ces résultats directement comparables entre niveaux d'enseignements, il est nécessaire de rapporter ces coefficients à l'écart-type de l'indicateur de réussite scolaire utilisé. On constate dans ce cas que, d'après nos estimations centrales, une réduction de la taille de classe d'un élève conduit à une progression du score équivalent à environ 2,5-3% d'un écart-type au primaire, 1,3% d'un écart-type au collège, et à peine 0,4% d'un écart-type au lycée (cf. tableau 2.22). Concrètement, ces résultats signifient que, relativement au degré d'inégalité de réussite scolaire constaté aux différents niveaux d'enseignement, une réduction d'un élève par classe a un impact environ deux fois plus faible au collège qu'en primaire, et environ trois fois plus faible au lycée qu'au collège. Tous nos coefficients souffrent à des degrés divers d'imprécisions liées à la taille limitée des échantillons utilisés, mais les écarts-types des coefficients estimés permettent de conclure que ces forts différentiels d'impacts entre niveaux d'enseignement sont statistiquement significatifs.

**Tableau 2.22** : Comparaison de l'ampleur des effets suivant les niveaux d'enseignements

Niveau	Indicateur de résultat	Impact d'un élève supplémentaire (estimations 2SLS, scores sur 100 points)	Ecart-type de l'indicateur de résultat	Taille de l'effet (impact d'un élève supplémentaire en pourcentage d'écart-type)
		(1)	(2)	(3)
<b>Ecoles primaires</b> (CE1)	Mathématiques	-0,378	15,19	-2,5%
	Français	-0,419	15,47	-2,7%
	<b>Moyenne</b>	<b>-0,399</b>	14,44	<b>-2,8%</b>
<b>Collèges</b> (Troisième générale)	Mathématiques	-0,199	25,01	-0,8%
	Français	-0,187	16,44	-1,1%
	<b>Moyenne</b>	<b>-0,216</b>	16,56	<b>-1,3%</b>
<b>Lycées</b> (Terminale générale)	Mathématiques	-0,061	21,17	-0,3%
	<b>Moyenne</b>	<b>-0,045</b>	12,04	<b>-0,4%</b>

**Source** : Les coefficients et les écarts-type reportés dans ce tableau sont issus des tableaux 2.4 (écoles primaires), 2.13 (collèges) et 2.19 (lycées). Les coefficients retenus ici sont ceux obtenus pour l'ensemble des élèves (les coefficients obtenus pour les sous-échantillons d'élèves défavorisés sont généralement supérieurs).

**Lecture** : Une augmentation d'un élève de la taille de la classe de CE1 implique une baisse du score moyen obtenu en début de CE2 de 0,399 point. En troisième générale, cette même augmentation provoque une baisse de la moyenne obtenue aux examens terminaux du brevet de 0,216 point. En terminale générale, elle provoque une baisse de 0,045 point du score obtenu aux épreuves du baccalauréat passées en fin de terminale. Pour être comparables, ces coefficients doivent être ramenés dans une unité de mesure commune, ce qui nécessite de diviser le coefficient obtenu par l'écart-type de l'indicateur de résultat auquel il s'applique. Les coefficients dans la colonne (3) expriment l'évolution du score liée à une augmentation de la taille de classe d'un élève en pourcentage d'écart-type. En CE1, une telle augmentation fait baisser de 2,8% d'écart-type le score moyen de l'élève, contre 1,3% en troisième générale, et 0,4% en terminale générale.

On peut noter que les coefficients estimés pour la classe de CM2 (cf. tableau 2.2 et B3) semblent indiquer que l'impact de la taille des classes décroît dès les dernières classes du primaire. Cependant, l'impossibilité de mener sur cette classe les estimations fondées sur les seuils d'ouverture de classe rend une comparaison rigoureuse de la taille des effets impossible.

Les données disponibles ne nous permettent par ailleurs pas d'étudier cet impact de la taille de classe dans l'enseignement supérieur. La littérature concernant ce niveau est d'ailleurs considérablement moins développée que celle consacrée à l'école primaire, et dans une moindre mesure au secondaire. Quelques travaux récents permettent toutefois de dresser à grands traits le tableau des impacts de la taille de classe dans le supérieur. La littérature y semble au moins aussi contradictoire que pour l'enseignement scolaire. Les articles récents les plus convaincants mènent ainsi à des résultats opposés. Pinto Machado et Vera-Hernandez (2008) exploitent un contexte quasi-expérimental lié à une règle d'allocation des étudiants aux classes basée sur la première lettre du patronyme des étudiants, à l'université Carlos III de Madrid. Leurs estimations ne laissent apparaître aucun effet significatif sur les étudiants de première année. Leur interprétation de ces résultats est proche de celle avancée par Dobbelsteen, Levin et Oosterbeek (2002) : si les interactions avec l'enseignant sont plus nombreuses dans les petites classes, la probabilité d'interactions fructueuses avec les autres étudiants sont, elles, plus réduites. Ce mécanisme est susceptible de jouer davantage à l'université, où les étudiants sont davantage censés apprendre de manière autonome par rapport à leurs enseignants qu'aux niveaux précédents. D'autre part, ces estimations portent sur des tailles de classe moyennes élevées par rapport aux chiffres en jeu pour le primaire et le secondaire, de sorte qu'une baisse de la taille de classe a une probabilité moindre d'impliquer une modification des pratiques de l'enseignant. Un article récent consacré à une université anglaise (Bandiera, Larcinese et Rasul, 2010) conclut à un effet moyen significatif mais d'ampleur limitée. Cette étude laisse par ailleurs apparaître un effet de la taille de classe significatif dans les petites et les très grandes classes, mais non significatif dans les classes de taille intermédiaire (l'hétérogénéité des tailles de classe, qui peuvent compter de 10 à 200 élèves, étant bien supérieure aux normes du primaire et du secondaire). Une autre étude, consacrée à une université publique américaine (Kokkelenberg, Dillon et Christy, 2008) concluait à des effets significatifs, et plus substantiels, de la taille des classes sur les notes obtenues par les étudiants (elle présente toutefois une méthodologie moins convaincante quant au traitement de l'endogénéité de la variable). La littérature concernant les effets de la taille de classe dans le supérieur, si elle

présente également des résultats contrastés, semble cependant cohérente avec l'idée d'une diminution de l'ampleur de cet impact à mesure qu'un élève progresse dans le cursus.

## **2.7. Le ciblage des moyens peut-il permettre de réduire les inégalités scolaires ?**

Les coefficients présentés jusqu'ici, même ramenés en pourcentage d'écart-types de l'indicateur de résultat utilisé, constituent des mesures relativement abstraites de l'impact de la taille des classes. Afin de mieux percevoir ce que signifient concrètement ces coefficients, une façon de procéder consiste à les utiliser pour simuler quel pourrait être l'impact de politiques « grandeur nature » de ciblage des moyens sur les inégalités de réussite scolaire.

### **2.7.1. Simulations de réformes pour les écoles primaires**

Examinons tout d'abord le cas du primaire (cf. tableau 2.23). La situation initiale, définie par l'année 2003-2004, peut se caractériser de la façon suivante : les classes de CE1 comptent en moyenne 20,9 élèves dans les écoles classées en ZEP et de 22,8 élèves en dehors des ZEP (soit un différentiel de 1,9 élève). Le score moyen aux évaluations de début de CE2 en mathématiques est d'environ 58,8 points en ZEP contre 67,1 hors ZEP (soit un différentiel de 8,3 points). Considérons une première réforme consistant à supprimer les ZEP, ou plus précisément à supprimer le léger ciblage des moyens actuellement en vigueur en faveur des ZEP. En raisonnant à moyens globaux constants (ce qui est l'option retenue pour l'ensemble des réformes examinées ici), il en résulterait une hausse des tailles de classes en ZEP, compensée par une légère baisse hors ZEP. La taille moyenne des classes s'établirait ainsi partout à environ 22,5 élèves. Si l'on retient un coefficient moyen représentant un impact de - 0,54 point par élève supplémentaire pour les élèves de ZEP et de - 0,28 pour les élèves hors ZEP (sur la base des estimations par variables instrumentales réalisées séparément pour les élèves socialement défavorisés et favorisés) il est possible de calculer que cette égalisation des moyens conduirait à faire tomber le score moyen des élèves de ZEP à environ 57,9 points, alors que celui des élèves hors ZEP s'élèverait à 67,2 points, soit un écart de 9,3 points. Autrement dit, la suppression des ZEP ferait passer le différentiel de réussite scolaire de 8,3 à 9,5 point, soit une hausse d'environ 11% de l'inégalité de réussite entre les deux types d'écoles (cf. tableau 2.23).

**Tableau 2.23** : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les écoles

	<b>Situation actuelle (2003-04) :</b> faible ciblage en faveur des ZEP	<b>Réforme n°1 : suppression des ZEP</b> (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants)	<b>Réforme n°2 : fort ciblage en faveur des ZEP</b> (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants)	<b>Réforme n°3 : très fort ciblage en faveur des ZEP</b> (égalisation des résultats, à moyens globaux constants)
Taille de classe moyenne en ZEP (CE1)	20,91	22,51	15,91	6,88
Taille de classe moyenne hors ZEP (CE1)	22,79	22,51	24,14	25,07
Score moyen évaluation CE2 en ZEP	58,82	57,95	61,54	66,45
Score moyen évaluation CE2 hors ZEP	67,14	67,22	66,76	66,45
Ecart absolu en points	8,32	9,27	5,22	0,00
<b>Impact de la réforme sur les inégalités ZEP - hors ZEP (%)</b>		<b>11,4%</b>	<b>-37,3%</b>	<b>-100,0%</b>

Lecture : La taille moyenne des classes de CE1 est de 20,91 en ZEP et de 22,79 hors ZEP, et le score moyen obtenu aux évaluations CE2 maths est de 58,82 en ZEP et 67,14 hors ZEP, soit un écart de 8,32 points. D'après nos simulations, la suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants) conduirait à un accroissement de 11,4% de cet écart de réussite scolaire (l'écart passerait de 8,32 à 9,27 points, soit une augmentation de  $(9,27 - 8,32)/8,32 = 11,4\%$ ).

Note : Les coefficients d'impact de la taille des classes retenus pour établir les simulations des réformes n°1, 2 et 3 sont ici - 0,54 (ZEP) et - 0,28 (hors ZEP). Les paramètres utilisés pour décrire la situation en 2003-2004 (taille des classes moyenne en CE1 de 20,91 en ZEP et de 22,79 hors ZEP (proportion d'élèves en ZEP = 14,0%) et scores moyens de CE2 de 58,82 en ZEP et 67,14 hors ZEP) ont été calculés en actualisant les paramètres observés dans le panel 1997 (cf. tableau 1.1), à partir des tendances observées de 1997-1998 à 2003-2004 sur les tailles de classes moyennes en CE1, la proportion de ZEP et les scores moyens en CE2. Compte tenu de la faiblesse de ces tendances, les résultats finaux obtenus pour l'impact des réformes dépendent peu des hypothèses retenues pour ces actualisations.

Considérons maintenant une réforme visant au contraire à accentuer le ciblage des moyens en faveur des ZEP, avec une réduction supplémentaire de 5 élèves par classe. La taille moyenne des classes en ZEP passerait dans ce scénario de 20,9 à 15,9 élèves, ce qui exigerait pour conserver le même nombre total d'enseignants que l'on augmente la taille moyenne de classes à 24,1 hors ZEP. En appliquant les mêmes coefficients que précédemment, on peut établir que le score moyen en ZEP passerait à 61,5 points et celui hors ZEP à 66,8 points, soit un écart de 5,3 points, c'est-à-dire une réduction de l'ordre de 37% par rapport à la situation actuelle (cf. tableau 2.23). Cette réduction significative des inégalités de réussite scolaire entre écoles en ZEP et hors ZEP pourrait donc être obtenue à partir d'une réduction forte mais réaliste des tailles de classes en ZEP : il s'agit de réduire ces dernières de 5 élèves et de les porter à environ 16 élèves par classe, et non pas de diviser les tailles de classes par deux. Cette réduction importante de l'inégalité serait en outre obtenue au prix d'une réduction minimale du score moyen des élèves hors ZEP, qui passerait de 67,2 à 66,8 points<sup>80</sup>.

Les résultats de cette simulation sont certes imprécis, puisqu'ils reposent sur des extrapolations à partir de coefficients estimés à partir d'une expérience naturelle (et non à partir de réformes grandeur nature, qui par définition n'ont jamais eu lieu), coefficients qui sont eux-mêmes entachés d'une marge d'erreur non négligeable. En dépit des limites évidentes inhérentes à ce type d'exercice, plusieurs facteurs conduisent cependant à penser que les ordres de grandeur obtenus (37% de réduction des inégalités en primaire pour 5 élèves de moins en ZEP) sont raisonnables, voire légèrement sous-estimées.

D'une part, les coefficients que nous avons retenu (-0,54 en ZEP, -0,28 hors ZEP) sont relativement conservateurs. Il s'agit en réalité des coefficients estimés en se concentrant sur les sous-échantillons constitués par l'ensemble des enfants dont la PCS parentale est dite « défavorisée », c'est-à-dire en divisant approximativement la population des enfants en deux moitiés égales. Or les écoles classées en ZEP représentent approximativement les 10 à 15% des écoles les plus défavorisées, et présentent une composition sociale moyenne extrêmement défavorable. Le profil des résultats obtenus comme les estimations produites pour les collèges laissent à penser que les coefficients que l'on obtiendrait si l'on pouvait

---

<sup>80</sup> Il ne faut pas toutefois pas sous-estimer l'hostilité que susciterait une telle réforme théorique chez les parents d'enfants scolarisés hors des zones d'éducation prioritaire : même si l'effet négatif sur la réussite de leurs enfants serait objectivement minime, il reste qu'une hausse de 22,5 à 24,1 de la taille moyenne des classes hors ZEP provoquerait un grand nombre de fermetures de classes et engendrerait de fortes oppositions. Politiquement, il est probable qu'une telle réforme (5 élèves de moins en ZEP) ne puisse pas se faire à moyens constants. Cette question dépasse évidemment de très loin le cadre de cette thèse.

réaliser des estimations précises pour les écoles classées en ZEP seraient en réalité supérieurs à -0,54. De fait, les estimations menées séparément sur les élèves scolarisés dans des établissements classés en ZEP révèlent un impact de la taille des classes nettement supérieur, le coefficient obtenu étant égal à -1,38. Ce résultat souffre de la grande imprécision avec laquelle le coefficient portant sur les élèves de ZEP est estimé, compte tenu des effectifs limités d'élèves de ces écoles dans les données utilisées (248 observations d'élèves en ZEP dans le panel primaire 1997). Le tableau B5 en annexe présente par ailleurs les résultats obtenus en menant le même exercice de simulations sur la base du coefficient estimé pour les élèves des écoles classées en ZEP, soit -1,38 point par élève supplémentaire. La réduction des inégalités scolaires obtenue est ainsi nettement supérieure, de l'ordre de -87% de l'inégalité initiale, mettant en lumière la sensibilité de ces simulations aux hypothèses retenues. Compte tenu des hypothèses retenues, les chiffres des tableaux 2.23 et B5 nous semblent pouvoir constituer une borne inférieure (-37%) et une borne supérieure (-87%) de la réduction de l'inégalité obtenue suite à une telle réforme.

Il est par ailleurs important de signaler que, même s'il s'agit par définition d'extrapolations, les coefficients que nous utilisons pour simuler les effets de réformes grandeur nature ont été estimés à partir de variations exogènes de tailles de classes d'une ampleur strictement conforme aux variations de tailles de classes des réformes considérées. Concrètement, les coefficients reposent sur des variations liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes, et ces variations sont pour la plupart de l'ordre de 5 élèves par classe. Il apparaît par conséquent raisonnable d'utiliser ces coefficients pour extrapoler quels pourraient être les effets de réformes grandeur nature introduisant des réductions ciblées de tailles de classes de l'ordre de 5 élèves. Il serait par contre inapproprié d'utiliser ces coefficients pour prédire l'impact de réformes reposant sur des variations de tailles de classes nettement plus importantes, par exemple de l'ordre de 10 ou 15 élèves. Afin d'illustrer cette difficulté, nous avons calculé quelle serait la réforme nécessaire pour aboutir à une égalisation complète des scores moyens en ZEP et hors ZEP : un tel résultat exigerait une réforme nettement plus drastique que la précédente et en tout état de cause irréaliste, puisque la taille moyenne des classes devrait passer à moins de 7 élèves par classe en ZEP et 25,1 hors ZEP (cf. tableau 2.23). Ces calculs illustratifs ont été réalisés en faisant l'hypothèse d'un impact strictement linéaire des tailles de classes (de même que pour l'ensemble des simulations), mais il apparaît clairement que pour des variations d'une telle ampleur rien dans les expériences exploitées ne nous permet de nous assurer de la validité de cette hypothèse de linéarité. Le tableau B5 montre que si l'on retient le coefficient

estimé sur les élèves de ZEP de -1,38 point par élève supplémentaire, cette hypothèse d'égalisation des scores moyens entre ZEP et hors ZEP apparaît nettement plus réaliste : elle n'exige plus que de passer à 15,1 élèves en ZEP pour être réalisée.

Enfin, il convient de souligner que les coefficients ont été obtenus sans modifications des pratiques pédagogiques des enseignants, ou tout du moins sans modification des pratiques autres que celles adoptés spontanément par lesdits enseignants. Il s'agit là d'une nuance importante, car la recherche en science de l'éducation fait parfois l'hypothèse que seules d'importantes modifications des pratiques, résultants de dispositifs explicites d'accompagnement des enseignants par des instances pédagogiques appropriées lors des réductions de tailles de classes, peuvent permettre aux enseignants et aux enfants de tirer parti de classes plus petites. Or les variations de tailles de classes occasionnées par le franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes et exploitées dans nos estimations ne se sont évidemment pas accompagnées de dispositifs spécifiques d'accompagnement pédagogique ou de modification des pratiques des enseignants. Ces effets de seuils se produisent de façon aléatoire chaque année dans des milliers d'écoles, souvent dans des directions opposées d'une année sur l'autre, et ne donnent lieu à aucun accompagnement particulier. Il est possible que de tels dispositifs, s'ils accompagnaient une réforme grandeur nature visant à réduire de 5 élèves les tailles de classes en ZEP, permettraient d'obtenir des effets positifs encore plus importants que ceux que nous simulons ici.

### **2.7.2. Simulations de réformes pour les écoles élémentaires**

Nous avons réalisé le même type de simulations pour les collèges et les lycées (cf. tableaux 2.24 et 2.25). Sans surprise au vu de l'ampleur relative des effets (cf. tableau 2.22), ils permettent de constater que les différentes réformes envisagées ont un impact plus faible qu'au niveau du primaire. L'impact de ces réformes se révèle quasiment imperceptible au niveau des lycées, ce qui permet de bien mesurer la différence entre un coefficient de -0,54 et un coefficient de -0,05. Les coefficients estimés pour les lycées s'avèrent tellement faibles que l'égalisation des résultats au baccalauréat s'avère impossible à moyens constants : même une taille des classes d'un élève en ZEP ne saurait suffire à combler l'écart avec les lycées hors ZEP, étant donné la faiblesse de l'effet de la taille des classes à ce niveau. Ces résultats ont évidemment très peu de sens (il est totalement invraisemblable de supposer que l'hypothèse de linéarité des coefficients s'applique pour

des variations d'une telle ampleur), mais ils permettent d'illustrer de façon extrême les limites d'un impact de - 0,045 point par élève supplémentaire : il signifie concrètement que l'on ne peut sérieusement espérer réduire les inégalités scolaires entre élèves de lycées à l'aide de réductions ciblées de tailles de classes. Notons que les coefficients retenus pour les lycées ne se fondent pas sur les coefficients réellement estimés pour les ZEP, étant donné le très faible nombre d'élèves en ZEP dans le panel (1,3% des élèves), et que le coefficient retenu est égal pour les lycées en ZEP et hors ZEP. En effet, les régressions menées de manière séparée selon les caractéristiques des élèves (cf. tableau 2.20) ne permettant pas de rejeter l'hypothèse d'égalité entre les coefficients pour les élèves d'origine favorisée et défavorisée (aucune différence n'apparaît significative), nous avons retenu un coefficient semblable pour les élèves scolarisés en ZEP et hors ZEP (égal à l'effet moyen, de -0,045, pour l'ensemble des élèves).

Dans le cas du collège, le fait de disposer de données administratives exhaustives permet de réaliser des estimations beaucoup plus précises de l'impact de la taille de classe pour les élèves en ZEP. De la même manière que pour le primaire, nous présentons dans un premier temps pour les collèges une hypothèse relativement conservatrice, basée sur les coefficients obtenus pour les élèves issus de PCS défavorisées et favorisées, qui s'élèvent respectivement à -0,22 et -0,18. Les simulations réalisées sur cette base montrent que la suppression des ZEP (égalisation de la taille des classes entre ZEP et hors ZEP) aboutirait à une augmentation des inégalités de réussite scolaire de 12,5%. La réforme simulée d'un plus fort ciblage en faveur des ZEP permettrait, elle, de réduire cette inégalité de 28% environ. Ce chiffre est à comparer avec la simulation réalisée pour le primaire, qui aboutit à une réduction des inégalités de 37%. Il est cependant possible, étant donnée la précision des estimations en ZEP pour le collège, d'avoir davantage confiance dans ces estimations que pour leur équivalent au primaire. Nos estimations les plus robustes, établies à partir de la base exhaustive DNB des résultats aux examens terminaux du brevet, indiquent pour la sous-population des élèves de ZEP un coefficient d'environ 0,60, très précisément estimé (écart-type de 0,07), contre -0,20 environ hors ZEP. Le tableau B6 présenté en annexe permet de simuler les effets des politiques envisagées sur la base de ces paramètres. La suppression des ZEP aboutirait ainsi à une augmentation de 32% des inégalités, leur renforcement (baisse de 5 élèves par classe en ZEP) à une réduction de 69% de celles-ci.

**Tableau 2.24** : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les collèges (hypothèse basse)

Simulations avec données brutes	Situation actuelle (2003-04) : faible ciblage en faveur des ZEP	Réforme n°1 : suppression des ZEP	Réforme n°2 : fort ciblage en faveur des ZEP	Réforme n°3 : très fort ciblage en faveur des ZEP
		(suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants)	(réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants)	(égalisation des résultats, à moyens globaux constants)
Taille de classe moyenne en ZEP (3ème)	22,37	24,74	17,37	3,17
Taille de classe moyenne hors ZEP (3ème)	25,06	24,74	26,08	27,39
Score moyen au brevet en ZEP	50,64	50,12	51,73	54,83
Score moyen au brevet hors ZEP	55,26	55,32	55,07	54,83
Ecart absolu en points	4,62	5,20	3,34	0,00
<b>Impact de la réforme sur les inégalités ZEP - hors ZEP (%)</b>		<b>12,5%</b>	<b>-27,7%</b>	<b>-100,0%</b>
Simulations avec données corrigées (même inégalité initiale que pour le primaire)	Situation actuelle (2003-04) : faible ciblage en faveur des ZEP	Réforme n°1 : suppression des ZEP	Réforme n°2 : fort ciblage en faveur des ZEP	Réforme n°3 : très fort ciblage en faveur des ZEP
		(suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants)	(réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants)	(égalisation des résultats, à moyens globaux constants)
Taille de classe moyenne en ZEP (3ème)	22,37	24,74	17,37	-18,65
Taille de classe moyenne hors ZEP (3ème)	25,06	24,74	26,08	30,03
Score moyen au brevet en ZEP	50,64	50,12	51,73	59,58
Score moyen au brevet hors ZEP	60,45	60,51	60,26	59,58
Ecart absolu en points	9,81	10,39	8,53	0,00
<b>Impact de la réforme sur les inégalités ZEP vs non-ZEP (%)</b>		<b>5,9%</b>	<b>-13,0%</b>	<b>-</b>

**Lecture** : La taille moyenne des classes de troisième est de 22,37 en ZEP et de 25,06 hors ZEP, et le score moyen obtenu au brevet des collèges est de 50,64 en ZEP et 55,26 hors ZEP, soit un écart de 4,62 points. D'après nos simulations, la suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants) conduirait à un accroissement de 12,5% de cet écart de réussite scolaire (l'écart passerait de 4,62 à 5,20 points, soit une augmentation de  $(5,20-4,62)/4,62=12,5\%$ ). La présence d'une taille des classes négative dans la simulation sur données corrigées de la réforme n°3 signifie qu'un objectif d'égalisation des résultats entre élèves en ZEP et hors ZEP ne peut être atteint avec le seul instrument de la taille des classes.

**Note 1** : Les coefficients d'impact de la taille de classe retenus pour établir les simulations des réformes n°1, 2 et 3 sont ici - 0,22 (ZEP) et - 0,18 (hors ZEP). Les paramètres utilisés pour décrire la situation en 2003-2004 (taille des classes moyenne en troisième de 22,37 en ZEP et de 25,06 hors ZEP (proportion d'élèves en ZEP = 10,8%) et scores moyens au brevet des collèges de 50,64 en ZEP et de 55,26 hors ZEP) ont été calculés en actualisant les paramètres observés dans le panel 1995 (cf. tableau 1.4), à partir des tendances observées de 1995-1996 à 2003-2004 sur les tailles de classes moyennes en troisième. Compte tenu de la faiblesse de ces tendances, les résultats finaux obtenus pour l'impact des réformes dépendent peu des hypothèses retenues pour ces actualisations.

**Note 2** : Les simulations corrigées ont été obtenues à partir des simulations brutes en ajustant l'écart initial de score entre élèves en ZEP et hors ZEP de façon à ce que l'inégalité initiale ZEP/hors ZEP soit la même au collège qu'au primaire (en pourcentage de l'écart-type de l'indicateur de résultat considéré). Dans la mesure où le différentiel d'inégalité initiale observée entre écoles primaires et collèges dans les données brutes s'explique pour l'essentiel par des effets de sélection précoce des élèves et des effets de composition liées à la définition des ZEP, cette correction conduit à des résultats plus directement comparables à ceux obtenus pour le primaire. Ce sont ces résultats corrigés qui sont repris sur le tableau 2.26.

**Tableau 2.25** : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les lycées

Simulations avec données brutes	Situation actuelle (2003-04) : faible ciblage en faveur des ZEP	Réforme n°1 : suppression des ZEP	Réforme n°2 : fort ciblage en faveur des ZEP	Réforme n°3 : très fort ciblage en faveur des ZEP
		(suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants)	(réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants)	(égalisation des résultats, à moyens globaux constants)
Taille de classe moyenne en ZEP (terminale)	24,86	28,77	19,86	-131,34
Taille de classe moyenne hors ZEP (terminale)	28,83	28,77	28,94	30,89
Score moyen au baccalauréat en ZEP	47,13	46,95	47,36	54,16
Score moyen au baccalauréat hors ZEP	54,25	54,25	54,24	54,16
Ecart absolu en points	7,12	7,30	6,89	0,00
<b>Impact de la réforme sur les inégalités ZEP - hors ZEP (%)</b>		<b>2,5%</b>	<b>-3,2%</b>	-

Simulations avec données corrigées (même inégalité initiale que pour le primaire)	Situation actuelle (2003-04) : faible ciblage en faveur des ZEP	Réforme n°1 : suppression des ZEP	Réforme n°2 : fort ciblage en faveur des ZEP	Réforme n°3 : très fort ciblage en faveur des ZEP
		(suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants)	(réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants)	(égalisation des résultats, à moyens globaux constants)
Taille de classe moyenne en ZEP (terminale)	24,86	28,77	19,86	-113,39
Taille de classe moyenne hors ZEP (terminale)	28,83	28,77	28,94	30,65
Score moyen au baccalauréat en ZEP	47,13	46,95	47,36	53,35
Score moyen au baccalauréat hors ZEP	53,43	53,43	53,43	53,35
Ecart absolu en points	6,30	6,48	6,07	0,00
<b>Impact de la réforme sur les inégalités ZEP - hors ZEP (%)</b>		<b>2,8%</b>	<b>-3,6%</b>	-

**Lecture** : La taille moyenne des classes de terminale est de 24,86 en ZEP et de 28,83 hors ZEP, et le score moyen obtenu au baccalauréat est de 47,13 en ZEP et 54,25 hors ZEP, soit un écart de 7,12 points. D'après nos simulations, la suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants) conduirait à un accroissement de 2,5% de cet écart de réussite scolaire (l'écart passerait de 7,12 à 7,30 points, soit une augmentation de  $(7,30-7,12)/7,12=2,5\%$ ). La présence d'une taille des classes négative dans les simulations de la réforme n°3 signifie qu'un objectif d'égalisation des résultats entre élèves en ZEP et hors ZEP ne peut être atteint avec le seul instrument de la taille des classes.

**Note 1** : Les coefficients d'impact de la taille des classes retenus pour établir les simulations des réformes n°1, 2 et 3 sont ici -0,045 (ZEP et hors ZEP). Les paramètres utilisés pour décrire la situation en 2003-2004 (taille des classes moyenne en terminale de 24,86 en ZEP et de 28,83 hors ZEP (proportion d'élèves en ZEP = 1,3%) et scores moyens au baccalauréat de 47,13 en ZEP et de 54,25 hors ZEP) ont été calculés en actualisant les paramètres observés dans le panel 1995 (cf. tableau 1.6), à partir des tendances observées de 1995-1996 à 2003-2004 sur les tailles de classes moyennes terminale. Compte tenu de la faiblesse de ces tendances, les résultats finaux obtenus pour l'impact des réformes dépendent peu des hypothèses retenues pour ces actualisations.

**Note 2** : Les simulations corrigées ont été obtenues à partir des simulations brutes en ajustant l'écart initial de score entre élèves en ZEP et hors ZEP de façon à ce que l'inégalité initiale ZEP/non-ZEP soit la même au collège qu'au primaire (en pourcentage de l'écart-type de l'indicateur de résultat considéré). Dans la mesure où le différentiel d'inégalité initiale observée entre primaire et lycée dans les données brutes s'explique pour l'essentiel par des effets de sélection précoce des élèves et des effets de composition liées à la définition des ZEP, cette correction conduit à des résultats plus directement comparables à ceux obtenus pour le primaire. Ce sont ces résultats corrigés qui sont repris sur le tableau 2.26.

Mentionnons enfin que pour que les résultats des simulations des différentes réformes soient véritablement comparables entre les différents niveaux d'enseignement, il est important de tenir compte des différentiels entre niveaux d'inégalités initiales entre élèves en ZEP et hors ZEP. Le fait que l'ampleur de cette inégalité initiale (exprimée en pourcentage de l'écart-type correspondant de la distribution des scores) varie entre le primaire, les collèges et les lycées s'explique notamment par des effets de sélection précoce des élèves (de nombreux élèves défavorisés ne parviennent pas en troisième générale, d'où une inégalité apparente plus faible, donc plus facile à réduire), ainsi que par effets de composition liées à la définition même des ZEP aux différents niveaux (quand à peine plus de 1% des établissements sont classés en ZEP, comme cela est le cas au niveau des lycées, l'inégalité initiale entre ZEP et hors ZEP apparaît plus forte). Ces effets sont intéressants en tant que tels, mais ils ne concernent qu'indirectement la question de l'impact des réductions de tailles de classes sur la diminution des inégalités scolaires, et ils tendent à obscurcir les résultats. Afin de pouvoir se concentrer sur l'effet propre des coefficients, nous avons choisi de présenter sur les tableaux 2.24, 2.25 et B6 des résultats corrigés obtenus en ajustant l'écart initial de score entre ZEP et non-ZEP de façon à ce que l'inégalité initiale ZEP/hors ZEP soit la même au niveau des collèges et lycées qu'au niveau du primaire.

Ce sont ces résultats corrigés qui sont repris dans le tableau 2.26 pour en synthétiser les principales conclusions. La suppression des ZEP aboutirait d'après nos estimations à une progression des inégalités de réussite scolaire entre élèves scolarisés en ZEP et hors ZEP de 11% au primaire, 6% au collège et 3% au lycée. La diminution de 5 élèves des tailles de classes de ZEP conduirait au contraire, dans notre hypothèse basse, à une réduction des inégalités de 37% au primaire, 13% au collège et seulement 4% au lycée. Dans l'hypothèse haute présentée en annexe (tableaux B5 et B6), cette réduction des inégalités de réussite éducative seraient de 88% au primaire, de 35% au collège et de 4% au lycée. Ces estimations sont entachées d'incertitudes, mais les ordres de grandeur apparaissent robustes, et les écarts-types associés aux différents coefficients permettent de conclure sans ambiguïté que les écarts entre niveaux d'enseignement sont statistiquement significatifs.

**Tableau 2.26** : Peut-on réduire les inégalités de réussite scolaire? Impact de quelques réformes sur l'inégalité entre élèves en ZEP et hors ZEP

Effet sur l'inégalité de résultats des élèves ZEP et hors ZEP...		... dans les écoles primaires (compétences entrée CE2)	... dans les collèges (notes au brevet)	... dans les lycées (notes au bac)
Réforme n°1: suppression des ZEP	Hypothèse basse	+11%	+ 6%	+ 3%
	Hypothèse haute	+27%	+ 16%	+ 3%
Réforme n°2: 5 élèves par classe de moins en ZEP	Hypothèse basse	- 37%	- 13%	- 4%
	Hypothèse haute	- 88%	- 35%	- 4%

**Lecture:** D'après nos simulations, la suppression des ZEP (suppression du léger ciblage des moyens actuellement en vigueur en faveur des ZEP) conduirait à une augmentation des inégalités de réussite scolaire entre élèves en ZEP et hors ZEP comprise entre 11% (hypothèse basse) et 27% (hypothèse haute) en primaire. Une politique de fort ciblage des moyens (réduction supplémentaire de 5 élèves des tailles de classes moyennes en ZEP, toujours à moyens globaux constants) conduirait à une réduction supplémentaire comprise entre 37% et 88% de ces inégalités.

**Note:** Les résultats repris sur ce tableau sont issus des résultats détaillés des simulations présentés dans les tableaux 2.23, 2.24, 2.25, B5 et B6 (réformes n°1 et 2, après corrections pour le collège et le lycée).

Ces résultats peuvent paraître optimistes. Ils rejoignent cependant les conclusions des (rares) travaux qui se livrent à cet exercice de simulation. Ainsi Krueger et Whitmore (2001, 2002) utilisent les résultats estimés à l'occasion de l'expérimentation STAR pour tirer des enseignements en termes d'inégalités scolaires entre élèves noirs et blancs, dans le contexte américain. L'exercice diffère des simulations présentées ici, d'une part car il ne porte pas sur les inégalités entre catégories d'écoles, mais entre catégories d'élèves, et d'autre part car les auteurs n'envisagent pas une redistribution de moyens entre types d'écoles, mais une baisse uniforme de la taille des classes (conforme à celle expérimentée dans le cadre de STAR). Les résultats soulignent cependant le fort potentiel de baisses de taille de classes ciblées comme instrument de réduction des inégalités scolaires, qui trouve son origine dans l'impact considérablement plus élevé de la taille de classe sur les élèves les moins favorisés. Krueger et Whitmore montrent ainsi qu'une réduction uniforme de la taille de classe, telle qu'expérimentée dans le cadre de STAR<sup>81</sup>, dans les premières classes du primaire, autoriserait une réduction considérable des écarts de réussite scolaire entre élèves noirs et blancs, de 38% en milieu de scolarité primaire<sup>82</sup> et de 60% en fin de lycée<sup>83</sup>. De manière plus générale, une écrasante majorité des études proposant des estimations par catégories concluent à un impact de la taille de classe significativement plus élevé pour les élèves d'origine la moins favorisée. Pour autant que ces élèves ne soient pas répartis de manière uniforme entre établissements, une politique de réduction ciblée est à même de réduire les inégalités entre ces catégories. Ces politiques sont d'ailleurs d'autant plus efficaces que le degré de ségrégation entre établissements est élevé, ce que développe également Piketty (2004).

### **2.7.3. L'évolution des différentiels de taille de classes et de réussite scolaire entre écoles en ZEP et hors ZEP : estimations sur les échantillons annuels d'évaluation en CE2**

Au-delà de ces simulations, nous avons également mobilisé les échantillons annuels d'évaluations en CE2 pour estimer l'effet de l'évolution au cours du temps du différentiel de tailles de classe entre écoles ZEP et hors ZEP. Le chapitre 1 établit en effet que ce différentiel s'est accru dans les écoles primaires françaises depuis le début des années 1990, et il semble naturel de se demander si cette progression du ciblage des moyens peut être

---

<sup>81</sup> Soit une taille de classe passant de 22 élèves à 15 élèves, correspondant aux groupes expérimentaux définis dans le cadre de STAR.

<sup>82</sup> Aux tests passés en 3<sup>rd</sup> grade, équivalent du CE2.

<sup>83</sup> "SAT Reasoning Test", anciennement "Scholastic Aptitude Test"

exploitée comme une expérience naturelle pour estimer l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire. Une telle expérience est par nature nettement moins précise et plus « bruitée » que celle exploitée jusqu'ici : le différentiel entre écoles ZEP et hors ZEP ne s'est en effet accru que très légèrement, de façon progressive et continue au cours d'une période de 15 ans, et de manière potentiellement corrélée à d'autres caractéristiques des écoles et de leur environnement. Il est donc très difficile de prétendre détecter avec certitude l'existence ou l'absence d'un impact causal de la taille des classes sur la réussite : de nombreuses autres variables non observables différenciant les écoles en ZEP ou hors ZEP ont fort bien pu évoluer progressivement au cours de la même période (par exemple une fuite progressive des ZEP de certains parents). Par ailleurs, les échantillons annuels d'évaluations de CE2 ne sont disponibles que depuis 1998, ce qui limite le nombre d'observations et la durée de période qu'il est possible d'étudier.

Si l'on tente l'exercice avec les échantillons annuels disponibles (années 1998 à 2002), on constate toutefois que les résultats s'avèrent cohérents avec nos estimations précédentes : après correction des variables sociodémographiques observables (qui se sont effectivement détériorées dans les écoles de ZEP relativement aux écoles hors ZEP), on constate que le différentiel de scores aux évaluations de CE2 entre écoles de ZEP et hors ZEP s'est réduit sensiblement en France au cours de cette période (cf. tableau 2.27). La diminution se révèle particulièrement sensible en mathématiques, ce qui accèderait la piste d'un impact causal de l'augmentation du différentiel de tailles de classes. Compte tenu du caractère hautement insuffisant de cette seconde stratégie d'identification, il est toutefois préférable de conserver les estimations quantitatives issues de la stratégie fondée sur les seuils d'ouverture et de fermeture de classes. Cette stratégie, si on la menait à son terme, conduirait à des coefficients invraisemblablement élevés : le différentiel de scores en mathématiques entre élèves scolarisés en ZEP et hors ZEP a diminué d'environ 2,5-3 points au cours de la période 1998-2002, pour une augmentation du différentiel de tailles de classe d'environ 0,6-0,8 élèves (cf. tableau 2.28). Par conséquent, s'il fallait attribuer causalement la première variation à la seconde, l'estimateur correspondant serait de l'ordre 3-5 points par élève en moins (à comparer à des coefficients maximaux de l'ordre de 1,4 dans la première stratégie d'estimation). Ces coefficients très élevés peuvent s'expliquer, au-delà de l'augmentation des ressources dont disposent ces écoles, par une évolution favorable aux ZEP des variables non observables (compte tenu de l'accroissement de la part des ZEP au cours de la période), et/ou par les forts écarts types dus à la petite taille des échantillons annuels disponibles.

Tableau 2.27 : Evolution de l'écart ZEP - hors ZEP aux évaluations de CE2 (1998-2002)

Partie A - Ecart ZEP - hors ZEP en mathématiques					
	1998	1999	2000	2001	2002
<b>(1) Score en ZEP</b>	62,13	57,29	58,34	61,28	60,67
(s.e.)	(0,72)	(0,59)	(0,94)	(0,89)	(0,82)
N. Obs.	596	746	327	378	333
<b>(2) Score hors ZEP</b>	69,98	66,66	67,94	69,53	67,14
(s.e.)	(0,34)	(0,36)	(0,38)	(0,39)	(0,31)
N. Obs.	1 976	1 698	1 508	1 665	2 141
<b>(3) Ecart Brut Zep - Hors Zep (1) - (2)</b>	<b>- 7,85 ***</b>	<b>- 9,37 ***</b>	<b>- 9,59 ***</b>	<b>- 8,25 ***</b>	<b>- 6,47 ***</b>
(s.e.)	(0,73)	(0,67)	(0,92)	(0,92)	(0,85)
N. Obs.	2571	2 443	1 834	2 042	2 473
<b>(4) Ecart Zep - Hors Zep</b>	<b>- 5,70 ***</b>	<b>- 5,80 ***</b>	<b>- 5,14 ***</b>	<b>- 3,04 ***</b>	<b>- 1,75 *</b>
(s.e.)	(0,80)	(0,83)	(1,03)	(1,15)	(0,99)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	1 930	1 746	1 370	1 384	1 800
Partie B - Ecart ZEP - hors ZEP en français					
	1998	1999	2000	2001	2002
<b>(1) Score en ZEP</b>	56,67	56,38	63,12	51,58	58,85
(s.e.)	(0,78)	(0,63)	(0,88)	(0,91)	(0,90)
N. Obs.	596	746	327	378	334
<b>(2) Score hors ZEP</b>	66,53	67,98	72,59	61,78	69,49
(s.e.)	(0,37)	(0,36)	(0,36)	(0,40)	(0,34)
N. Obs.	1 976	1 698	1 508	1 665	2 135
<b>(3) Ecart Brut Zep - Hors Zep (1) - (2)</b>	<b>- 9,86 ***</b>	<b>- 11,60 ***</b>	<b>- 9,46 ***</b>	<b>- 10,21 ***</b>	<b>- 10,63 ***</b>
(s.e.)	(0,79)	(0,69)	(0,87)	(0,95)	(0,94)
N. Obs.	2571	2 443	1 834	2 042	2 473
<b>(4) Ecart Zep - Hors Zep</b>	<b>- 6,07 ***</b>	<b>- 7,32 ***</b>	<b>- 4,18 ***</b>	<b>- 4,80 ***</b>	<b>- 4,38 ***</b>
(s.e.)	(0,81)	(0,83)	(0,94)	(1,18)	(1,02)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	1 930	1 746	1 370	1 384	1 800

Source : Calculs à partir des échantillons annuels d'évaluation de CE2 de 1998 à 2002 (sous-direction de l'évaluation, MEN-DEPP)

Lecture : En 1998, les élèves de l'échantillon scolarisés en ZEP ont obtenu en moyenne un score de 62,13 en mathématiques, alors que les élèves scolarisés dans des écoles hors ZEP ont obtenu un score moyen de 69,98. L'écart brut ZEP - Hors ZEP en mathématiques en 1998 est donc égal à  $62,13 - 69,98 = -7,85$ . Lorsque l'on prend en compte les différences de profil sociodémographique des élèves entre ZEP et hors ZEP, l'écart à variables sociodémographiques données devient  $- 5,70$ . Les variables de contrôle sont la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) de la personne de référence, le sexe, l'année et le mois de naissance de l'élève, le nombre d'années de scolarisation en maternelle, et des variables indicatrices de redoublement en CP, en CE1 et de fréquentation d'un réseau d'aide en CP ou CE1.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) ou 1% (\*\*\*)

**Tableau 2.28** : Evolution de l'écart ZEP - hors ZEP aux évaluations de CE2 et de la taille des classes (1998-2002)

Partie A - Evolution 1998-1999 versus 2001-2002			
	1998-1999 (1)	2001-2002 (2)	Evolution (1) - (2)
<b>Mathématiques</b>			
<b>Ecart ZEP - Hors ZEP</b>	<b>-5,65 ***</b>	<b>-2,52 ***</b>	<b>-3,13 ***</b>
(s.e.)	(0,57)	(0,75)	(0,94)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	3 677	3 185	6 862
<b>Français</b>			
<b>Ecart ZEP - Hors ZEP</b>	<b>-6,46 ***</b>	<b>-4,54 ***</b>	<b>-1,92 **</b>
(s.e.)	(0,58)	(0,77)	(0,84)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	3 677	3 180	6 857
Taille des classes de ZEP	22,12	21,34	0,78
Taille des classes hors ZEP	23,10	23,06	0,04
Ecart de taille des classes ZEP - hors ZEP	-0,98	-1,72	0,74
Partie B - Evolution 1998-1999-2000 versus 2001-2002			
	1998-1999-2000 (1)	2001-2002 (2)	Evolution (1) - (2)
<b>Mathématiques</b>			
<b>Ecart ZEP - Hors ZEP</b>	<b>-5,47 ***</b>	<b>-2,52 ***</b>	<b>-2,95 ***</b>
(s.e.)	(0,49)	(0,75)	(0,89)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	5 048	3 185	8 233
<b>Français</b>			
<b>Ecart ZEP - Hors ZEP</b>	<b>-5,97 ***</b>	<b>-4,54 ***</b>	<b>-1,43</b>
(s.e.)	(0,49)	(0,77)	(0,91)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	5 048	3 180	8 228
Taille des classes en ZEP	22,04	21,34	0,70
Taille des classes hors Zep	23,05	23,06	-0,01
Ecart de taille des classes ZEP - hors ZEP	-1,01	-1,72	0,71
Partie C - Evolution 1998-1999 versus 2000-2001-2002			
	1998-1999 (1)	2000-2001-2002 (2)	Evolution (1) - (2)
<b>Mathématiques</b>			
<b>Ecart ZEP - Hors ZEP</b>	<b>-5,65 ***</b>	<b>-3,33 ***</b>	<b>-2,32 ***</b>
(s.e.)	(0,57)	(0,60)	(0,83)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	3 677	4 556	8 233
<b>Français</b>			
<b>Ecart ZEP - Hors ZEP</b>	<b>-6,46 ***</b>	<b>-4,44 ***</b>	<b>-2,02 **</b>
(s.e.)	(0,58)	(0,77)	(0,83)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	3 677	4 551	8 228
Taille des classes en ZEP	22,12	21,52	0,60
Taille des classes hors ZEP	23,10	23,02	0,08
Ecart de taille des classes ZEP - hors ZEP	-0,98	-1,5	0,52

Source : Calculs à partir des échantillons annuels d'évaluation de CE2 de 1998 à 2002 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (enquête n°19, MEN-DEPP)

Lecture : Les coefficients présentés s'interprètent comme l'écart de score entre élèves de ZEP et élèves hors ZEP à variables socio-démographiques données. Les coefficients sont issus de la régression (4) du tableau 2.27, menée sur les échantillons de plusieurs années successives, groupés pour disposer d'un nombre d'observations suffisant. Les parties A, B et C présentent trois regroupements possibles. La diminution de l'écart entre ZEP et hors ZEP est significatif dans les deux matières quel que soit le mode de regroupement choisi (l'écart en mathématiques, par exemple, est réduit de 3,13 points entre les années 1998-1999 et 2001-2002), sauf pour le français lorsque le regroupement oppose les années 1998-2000 à 2001-2002. L'évolution de la taille des classes est rappelée pour chaque période : les moyennes de taille de classes présentées sont des moyennes pondérées par le nombre d'élèves telles que présentées dans le tableau A1 (annexe A).

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) ou 1% (\*\*\*)

## 2.8. Quels mécanismes explicatifs ?

Ces résultats établis, la question se pose de l'interprétation des effets estimés. La limite de l'analyse quantitative appliquée à l'éducation tient en effet au caractère de « boîte noire » que possèdent les régressions économétriques, qui laisse de côté la question des mécanismes amenant aux résultats constatés. Certains auteurs donnent une place centrale à l'interprétation des résultats, notamment lorsqu'ils sont contraires à l'intuition. Ainsi Dobbelsteen, Levin et Oosterbeek (2002) constatent que la réduction du nombre d'élèves par classe produit deux effets. Le premier est lié à la diminution du nombre d'élèves par enseignant, qui permet mécaniquement d'augmenter le temps consacré à chaque élève et autorise des évolutions dans la relation de l'enseignant à l'élève. Le second, moins intuitif, tient à la diminution du nombre de camarades de classes de chaque élève. Si les élèves n'apprennent pas seulement de leur enseignant, mais également des interactions avec leurs camarades, la baisse de la taille de classe est susceptible d'avoir un effet négatif, toutes choses égales par ailleurs, sur leurs résultats scolaires. Afin de distinguer ces deux effets, les auteurs construisent une variable reflétant pour chaque élève de leur échantillon le nombre d'élèves de la classe possédant un quotient intellectuel proche<sup>84</sup>. Cette variable possède une espérance qui augmente avec le nombre d'élèves de la classe, à la différence de nombreuses variables reflétant les caractéristiques moyennes des autres élèves de la classe. Une fois cette variable intégrée aux régressions, ils constatent que l'impact d'une augmentation de la taille de classes, expurgé de cet effet, est bien de signe négatif. S'il nous est impossible de reproduire cette stratégie avec les données dont nous disposons<sup>85</sup>, ces résultats permettent de progresser dans la connaissance des mécanismes qui amènent aux impacts identifiés statistiquement. Ils s'inscrivent d'autre part dans l'abondante littérature récente sur l'identification des effets de pair, dont une partie des recherches récentes tend à montrer qu'au-delà de l'impact des caractéristiques moyennes des camarades de classe d'un élève, c'est la distribution de ces caractéristiques, et en particulier la présence d'élèves de caractéristiques proches ou légèrement plus favorables, qui compte.

---

<sup>84</sup> Les données dont ils disposent incluent un test de QI passé en même temps que les tests mesurant les scores des élèves en mathématiques et en lecture.

<sup>85</sup> Concernant le primaire, le plan de sondage du panel que nous utilisons aboutit à un nombre moyen d'élèves suivi par classe légèrement supérieur à 6, insuffisant pour obtenir des résultats significatifs en introduisant une variable de cette nature. Le plan de sondage du panel secondaire (qui retient les élèves nés un jour particulier du mois) est de ce point de vue plus restrictif encore. Concernant les données administratives dont nous disposons pour le secondaire, elles concernent par définition l'ensemble des élèves, mais ne contiennent aucune mesure de la performance scolaire qui permette d'identifier dans chaque classe les élèves de niveau scolaire ou intellectuel proche.

De manière plus générale, il est possible d'identifier quatre catégories de mécanismes à même d'expliquer que la taille de classe ait un effet sur les apprentissages des élèves.

### **Taille des classes et qualité de l'instruction**

La première explication tient simplement au fait que la qualité de l'instruction peut être meilleure dans les petites classes, les enseignants pouvant tirer avantage du moindre nombre d'élèves pour adopter des outils pédagogiques différents (davantage de travail individuel, de travail en petits groupes, d'ateliers d'écriture etc.). Cette famille d'explications peine toutefois à être confirmée par la littérature empirique. Ehrenberg et al. (2001) notent ainsi à l'issue d'une revue de la littérature que la taille de classe a un effet limité sur les activités en classe et les stratégies d'instruction des enseignants. Une réserve importante, apportée par exemple par Hoxby (2000) pour expliquer l'effet nul estimé dans son étude, consiste à considérer que ces opportunités qu'offre une taille de classe réduite ne forment qu'un potentiel pour obtenir de meilleurs résultats, qui ne sera pas exploité si les enseignants ne reçoivent pas d'incitations à en tirer parti. Une baisse de taille de classe rendrait donc possible d'enseigner différemment, mais l'effet n'aurait rien de mécanique, les effets réels dépendant des incitations fournies aux enseignants pour se saisir de cette occasion d'enseigner plus efficacement. Quelques études proposent de trancher empiriquement cette question, en comparant les pratiques des enseignants dans les grandes et les petites classes. Pong et Pallas (2001) étudient ainsi les réponses au questionnaire adressé aux enseignants de 8<sup>th</sup> grade (équivalent de la classe de quatrième) dans le cadre de l'enquête TIMSS, et trouvent peu d'indices d'une variation des pratiques des enseignants selon la taille de classe. Il est permis de noter, cependant, que la difficulté méthodologique rencontrée pour l'identification de l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire affecte également l'étude de cette question, les enseignants n'étant pas affectés de manière aléatoire entre les classes de différentes tailles. A l'inverse, plusieurs études relèvent des effets significatifs sur le contenu de l'enseignement. Meuret (2001) observe que cette littérature tend à mettre en avant un enseignement plus individualisé. Plusieurs études mettent ainsi en évidence une modification effective des pratiques d'enseignement lorsque la taille de classes est plus petite, dans les écoles secondaires. Betts et Shkolnik (1999), exploitant des données de panel collectées au début des années 1990, montrent ainsi que les enseignants de mathématiques dans les établissements secondaires aux Etats-Unis consacrent davantage de temps à l'enseignement dans les petites classes. Dans le cadre de ce temps dévolu à l'enseignement, les pratiques elles-mêmes se trouvent modifiées, les

enseignants mettant en œuvre des méthodes d'enseignement plus individualisées, et consacrant davantage de temps à la vérification des acquis des élèves lorsque la classe compte moins d'élèves. Les effets mis en avant sont toutefois d'une amplitude relativement faible. Rice (1999) obtient une conclusion proche quant à la modification des pratiques des enseignants, dans le sens de pratiques innovantes et d'une plus grande individualisation de l'enseignement. L'évaluation des programmes américains de réduction de la taille des classes semble également fournir des éléments positifs quant à leur effet sur ces pratiques. Là encore, on constate une hausse de la part du temps consacré à l'enseignement plutôt qu'aux tâches d'organisation et de discipline. Ce temps d'enseignement paraît également être mis à profit différemment, dans le sens d'une plus grande individualisation, et aboutir à une atmosphère plus propice à l'instruction ainsi qu'à une meilleure connaissance des difficultés de chaque enfant par les enseignants.

Concernant la France, Bressoux, Kramarz et Prost (2004, 2009) dans une étude récente et avec une méthodologie permettant de traiter les questions d'affectation non aléatoire des enseignants aux classes, démontrent qu'aucune des pratiques des enseignants ne diffère entre les petites et les grandes classes. L'absence des caractéristiques des enseignants dans les données exploitées dans notre travail interdit malheureusement de s'intéresser à cette question afin de confirmer ou d'infirmer ces résultats.

### **Taille des classes et externalités négatives**

Une seconde catégorie d'explications consiste à prendre en compte les problèmes de discipline et de comportements des élèves à même de perturber les apprentissages de l'ensemble de la classe. Ainsi lorsque le nombre d'élèves diminue, la probabilité d'un comportement perturbateur (à caractéristiques individuelles données) diminue également, et le temps effectif passé à enseigner augmente. La modélisation la plus séduisante de ce phénomène est due à Lazear (2001). L'enseignement en classe y est considéré comme un bien public, les comportements perturbateurs représentant des externalités qui affectent les apprentissages des autres élèves. A l'équilibre, la prédiction de ce modèle à effet de congestion est que les élèves les plus turbulents seront scolarisés dans les plus petites classes, et les élèves les moins turbulents dans les plus grandes classes. Les implications d'un tel modèle sont nombreuses. D'une part, il explique une partie des biais rencontrés par les estimations, les problèmes de discipline des élèves n'étant pas distribués également entre les petites et les grandes classes. Cette prédiction du modèle est confirmée, dans le cas

français, par l'analyse des données du panel primaire 1997 (la probabilité individuelle d'un problème de discipline se révèle plus élevée dans les classes de taille réduite). D'autre part, il explique l'existence d'un effet « mécanique » négatif d'une augmentation de la taille de classe, et implique que cet effet soit d'autant plus fort pour les élèves les plus turbulents. Enfin, ce modèle est à même d'expliquer l'effet plus grand constaté sur les élèves les plus défavorisés, dont les performances sont les plus sensibles au temps d'accès à l'enseignant.

Cette catégorie d'explication fournit par exemple un cadre d'interprétation aux résultats obtenus par Bressoux, Kramarz et Prost (2004, 2009), pour lesquels l'effet estimé de la taille de classe (sur des élèves de CE2) est significatif, mais dont les données n'indiquent aucune relation entre la taille de classe et les pratiques des enseignants. Le modèle de Lazear fournit ainsi une façon d'interpréter ce type de résultats : même sans modification des pratiques d'enseignement, l'augmentation du temps consacré à l'enseignement peut expliquer un effet sur les performances des élèves. Cette famille d'explications peut contribuer à expliquer non seulement l'effet moyen de la taille des classes sur l'ensemble des élèves, mais également les effets différentiels selon les caractéristiques des élèves, et en particulier le fait désormais bien établi d'un impact de la taille de classe plus élevé pour les élèves les plus défavorisés. Plusieurs théories sont en effet à même d'expliquer ce résultat. Y compris en l'absence de modification des pratiques des enseignants, un modèle à effet de congestion à la Lazear (2001) permet d'expliquer que les étudiants les plus faibles scolairement profitent davantage d'une réduction de la taille de classe si la probabilité de survenance de problèmes de discipline est corrélée négativement avec les résultats scolaires<sup>86</sup>.

### **Taille des classes et adaptation à l'environnement scolaire**

La troisième catégorie de théories à même d'expliquer un effet bénéfique de tailles de classes réduites met en exergue la capacité accrue pour l'enseignant face un petit groupe d'élèves de les aider à se familiariser à l'environnement scolaire, tôt dans la scolarité. L'intégration des normes et de la culture scolaire par un jeune élève se fait d'autant plus facilement que l'enseignant est à même de multiplier les interactions permettant de l'aider à évoluer dans cet environnement (Biddle et Berliner, 2002). Cette famille d'explications se révèle compatible avec les principaux résultats de notre étude. D'une part, l'effet de la taille de classe diminue à mesure de la progression dans le parcours scolaire : c'est un résultat

---

<sup>86</sup> C'est par exemple l'interprétation que font Bressoux, Kramarz et Prost (2004, 2009) de leurs résultats.

attendu si l'explication en termes de familiarisation avec l'école possède une validité. D'autre part, les élèves les plus défavorisés sont davantage sensibles à la taille de la classe qu'ils fréquentent. C'est également un résultat attendu si cette théorie est valable : ce sont les élèves dont la culture familiale est la plus éloignée de l'institution scolaire qui ont le plus besoin de ces interactions avec l'enseignant. Si ce facteur est important dans la détermination de l'effet taille de classe, il est prévisible que ces élèves défavorisés soient les plus affectés par la taille de classe. Enfin, cette théorie semble cohérente avec un effet durable de la taille de classe.

### **Taille de classes et implication des parents**

Enfin, il est possible de supposer que les interactions en classe ne sont pas les seules affectées par les variations de la taille de classe. Si ce facteur semble secondaire par rapport aux explications précédentes, la relation entre taille des classes et implication des parents a été étudiée par plusieurs auteurs. On peut en effet imaginer un mécanisme « compensateur » qui pousserait les parents à s'impliquer d'autant plus que la taille des classes fréquentées est grande, permettant de compenser par des ressources familiales accrues un accès moindre aux ressources scolaires, ou l'hypothèse inverse dans laquelle l'implication augmenterait lorsque la taille de classe décroît. L'analyse de cette réponse est importante pour l'interprétation de nos résultats, qui mêlent effets propres au milieu scolaire et d'éventuels effets de la taille de classe sur le comportement des parents. Bonnesrønning (2004) s'interroge ainsi, d'un point de vue empirique, sur cette réponse en termes de comportement des parents à une augmentation ou à une diminution de la taille de classe fréquentée par leurs enfants en Norvège. Cette question est affectée de la même manière que celle de l'impact de la taille de classe sur la réussite scolaire par un problème d'endogénéité. L'existence, dans les collèges Norvégiens, d'une règle de taille de classe maximale à 30 élèves lui fournit une source de variation exogène de la taille de classe pour étudier ce phénomène. S'il subsiste un débat quant à la façon de mesurer l'implication des parents, Bonnesrønning (2004) montre qu'une réduction de la taille de classe implique une (légère) augmentation de l'implication des parents dans l'éducation de leurs enfants. Implication des parents et ressources offertes par les écoles apparaissent donc comme deux inputs complémentaires dans la fonction de production d'éducation. La difficulté à mesurer l'effort des parents dans l'éducation de leurs enfants et le fait de ne disposer de tels résultats que pour un pays rendent toutefois hasardeux d'en tirer des conclusions définitives pour la France.

## 2.9. Conclusion

Le chapitre 2 exploite, du primaire au lycée, les seuils d'ouverture et de fermeture de classe mis en évidence au chapitre 1, adoptant une méthodologie inspirée d'Angrist et Lavy (1999). La présence de forts effets de seuils permet ainsi de mettre en place des stratégies d'estimation de l'impact de la taille de classe, homogènes pour les trois niveaux d'enseignement.

La stratégie par variable instrumentale retenue permet de s'affranchir de l'effet de sélection des élèves entre les différentes tailles de classe : l'impact de la taille de classe est estimé par des régressions two-stage least squares (2SLS), dont la première étape consiste à régresser la taille de classe réelle sur la taille de classe prédite. Les seuils retenus pour les estimations de deuxième étape sont ceux qui prédisent le mieux la taille réelle des classes observée. Cette stratégie permet d'utiliser des seuils d'ouverture et de fermeture de classe différents pour chaque type d'écoles (écoles publiques hors ZEP/écoles publiques en ZEP/écoles privées), tout en maintenant une stratégie de détermination de ces seuils identique, et permet donc d'obtenir des résultats homogènes entre les différents niveaux d'enseignement (primaire, collège et lycée).

Les régressions de première étape des estimations 2SLS ont ainsi permis de retenir les seuils optimaux pour prédire au mieux la classe de classe réelle observée. Pour le CE1, les seuils retenus sont de 30 élèves par classe dans les écoles publiques hors-ZEP, de 28 dans les écoles publiques classées en ZEP et de 32 dans les écoles privées. Pour le collège (classes de troisième et quatrième), les seuils retenus sont inférieurs de 2 élèves à ceux des écoles primaires, pour chaque type d'établissement. Pour le lycée enfin, le seuil de 35 élèves par classe, semble avoir été déclinée de façon stricte sur l'ensemble du territoire, et constitue le seuil retenu pour nos estimations 2SLS.

La principale tendance qui tend à se dégager de nos résultats, met en lumière des effets plus importants aux niveaux les plus précoces de la scolarité. L'effet de la taille des classes y apparaît particulièrement fort dans les premières années du primaire, comparable dans son amplitude à celui obtenu par Krueger (1999). Cet effet reste significatif au collège, bien qu'il soit quantitativement moindre, et tend à disparaître dans les classes de série générale des lycées.

Sur la classe de CE1, la corrélation entre la fréquentation de grandes classes et des caractéristiques favorables à la réussite scolaire apparaît positive. Ainsi une régression OLS

sans contrôle aboutit à un coefficient positif et significatif de +0,320 point pour une augmentation d'un élève de la taille de classe. La spécification la plus complète intégrant toutes les variables de contrôle renverse ce résultat : l'augmentation d'un élève de la taille de classe est associée de manière significative à une évolution des résultats scolaires de -0,260 point. Enfin, les estimations par variable instrumentale (2SLS) renforcent encore cette conclusion, puisque l'effet final estimé est de l'ordre de -0,400 point par élève supplémentaire.

Pour la classe de CM2, la corrélation entre taille de classe et résultats aux évaluations de sixième est comme pour le CE1 positive, à +0,174 point. La prise en compte de l'ensemble des variables de contrôle disponibles permet de constater à l'inverse un effet estimé négatif de -0,107 point par élève supplémentaire, significatif. Malheureusement, ne disposant pas des données sur la composition des classes du fait de la grève administrative des directeurs d'écoles, nous ne sommes pas en mesure d'estimer les coefficients 2SLS pour la classe de CE2 pour les élèves du panel.

Pour le collège sur les données du panel, la corrélation simple est également positive entre taille de classe de quatrième et résultats au contrôle continu du brevet, à +0,516 point. Les régressions OLS complètes renversent également cette première impression, aboutissant à un effet négatif significatif de - 0,113 point. Les résultats des variables instrumentales concluent quant à elles un effet négatif mais non significativement différent de zéro.

Pour la classe de troisième, la relation entre taille de classe et résultats à l'examen terminal du diplôme nationale du brevet, également positive sans contrôle (+0,628 point), n'est pas entièrement contrebalancée par l'ajout de variables explicatives, la régression OLS complète ne concluant pas à un résultat significativement différent de zéro (les données administratives utilisées se résument à fournir la PCS des parents, l'âge et la nationalité des élèves : des données captent une part moins importante de l'hétérogénéité entre élèves des grandes et des petites classes. La stratégie 2SLS aboutit néanmoins à un coefficient significatif de -0,216 points par élève supplémentaire.

Enfin, sur le lycée, les résultats sont moins marqués pour la classe de terminale. Si la corrélation simple reste positive, les régressions OLS complètes comme 2SLS aboutissent à un coefficient certes négatif, mais non significativement différent de zéro.

Afin de rendre comparables ces résultats entre les différents niveaux d'enseignements, ces effets ont été rapporté à l'écart-type de l'indicateur de réussite scolaire utilisé : une augmentation de la taille de classe d'un élève conduit à une diminution du score équivalent à environ 2,5-3% d'un écart-type au primaire, 1,3% d'un écart-type au collège, et à peine 0,4% d'un écart-type au lycée. Une réduction de la taille de classe d'un élève a ainsi un impact environ deux fois plus faible au collège qu'en primaire, et environ trois fois plus faible au lycée qu'au collège.

Un résultat remarquable de nos estimations pour le primaire est l'importante différence d'impact de la taille de classe, entre les élèves des catégories défavorisées et favorisées du point de vue de la réussite scolaire. Pour les collèges, si l'impact de la taille de classe s'avère particulièrement fort en ZEP, il n'apparaît pas systématiquement plus élevé pour les élèves des catégories défavorisées. Concernant le lycée, aucun effet ne s'avère jamais significativement différent de 0, quelles que soient l'origine et les caractéristiques des élèves.

Ces deux conclusions importantes – impact plus fort de la réduction de taille de classe aux premiers niveaux d'enseignement et pour les élèves défavorisés- nous ont conduit à simuler l'impact de réformes ciblées de réduction de la taille de classe, à moyens constants. La suppression du léger ciblage des moyens dont bénéficient les élèves des écoles en éducation prioritaire aboutirait d'après nos estimations à une progression des inégalités de réussite scolaire entre élèves scolarisés en ZEP et hors ZEP de 11% au primaire, 6% au collège et 3% au lycée. La diminution de 5 élèves des tailles de classes de ZEP conduirait au contraire, dans notre hypothèse basse, à une réduction des inégalités de 37% au primaire, 13% au collège et seulement 4% au lycée.

## **Deuxième partie**

# **CHOIX SCOLAIRE ET IMPACT DE LA SCOLARISATION DANS LES ECOLES PRIVEES**



La question des mérites relatifs des établissements privés et publics est en France au cœur de débats passionnés. Mais si la « querelle scolaire » est prompte à rejaillir, sa dimension symbolique et politique hypertrophiée semble avoir longtemps détourné l'attention des données objectives du problème. L'élaboration par ministère de l'éducation nationale de panels représentatifs au plan national pour les élèves du secondaire (à partir de 1973) et du primaire (en 1978 pour le premier) a permis à de premiers travaux économétriques d'être entrepris. Pour autant, les études sur la comparaison de l'efficacité du secteur privé et de secteur public restent rares, bien que des travaux consacrés à l'exploitation de données des panels du secondaire aient été publiés relativement récemment<sup>87</sup>.

Parmi les premiers travaux empiriques exploitant ces panels, Langouët et Léger (1991), exploitant les données du panel secondaire 1973, concluaient globalement à un avantage à une scolarisation dans le privé, en particulier pour les enfants de milieux sociaux défavorisés<sup>88</sup>. Des études plus récentes sont venues nuancer et approfondir ces premiers résultats. Ainsi Tavan (2004), sur la base des données du panel secondaire 1989, montre que les enfants ayant effectué toute leur scolarité primaire dans le secteur privé redoubleraient moins souvent, pour atteindre un niveau équivalent à l'entrée en sixième. Le constat s'inverse, selon l'auteur, pour le secondaire, où les élèves du privé tendent à connaître des redoublements plus fréquents. L'exploitation de ces mêmes données permet par ailleurs à Caille (2004) de mettre en évidence un léger avantage à une scolarisation dans le privé, qui ne se constituerait toutefois que dans le second cycle du secondaire, et ne concerne ni collège, ni l'accès en seconde générale et technologique. Les études consacrées à cette question restent toutefois relativement rares. Aucune ne propose de stratégie d'identification de l'impact des écoles privées autre que le fait de contrôler des différences observables, et peu de résultats viennent éclairer la comparaison entre écoles publiques et privées dans l'enseignement élémentaire.

Tous cycles confondus, un enfant sur six en moyenne est scolarisé dans le privé (soit environ deux millions d'élèves) et environ une famille sur deux a recours pour au moins

---

<sup>87</sup> Voir notamment le numéro de la revue « Education et formations » sur le thème « Public – privé, quelles différences ? » (Juin 2004)

<sup>88</sup> Les auteurs parlent d'une « réalité contradictoire qui fait – à la fois – du privé un lieu antidémocratique par son recrutement social, en même temps qu'un lieu de meilleure réussite pour les enfants des classes populaires (du moins pour la petite partie d'entre eux qui le fréquentent) » (p. 136). Ils en concluent que « si [l'école publique] est effectivement plus démocratique que l'école privée par son recrutement social initial, elle l'est moins par les écarts sociaux de réussite qu'elle crée en cours de scolarité, et par les éliminations massives et précoces qui y frappent les enfants des classes populaires » (p. 137)

l'un de ses enfants au secteur privé à un moment ou un autre de leur scolarité, ce qui donne une indication du nombre de familles qui peuvent se sentir concernées par ce choix.

Au-delà de cet aspect quantitatif, le contexte français présente des modalités de concurrence entre écoles privées et écoles publiques originales au regard de la situation des pays sur lesquels se concentrent la majorité des travaux les plus convaincants dans la littérature internationale. Aux termes de la loi Debré de 1959, le financement des écoles privées est subordonné à la passation d'un contrat, qui accorde aux établissements privés et publics des statuts et des modes de financement proches. Les établissements privés sont, en France, assez largement engagés dans un service public national d'éducation, respectent les mêmes programmes, le recrutement des enseignants est désormais soumis à l'obtention des mêmes diplômes, et surtout, contrepartie majeure de ces contraintes organisationnelles et pédagogiques, les écoles privées sont financées pour une large part par des fonds publics. Le contexte de notre étude est donc, sur le plan institutionnel, totalement différent de celui dans lequel prennent place la majorité des travaux en économie de l'éducation sur les écoles privées<sup>89</sup>. Les variables de différenciation « objectives » dans les contextes de scolarisation sont de fait plus rares, car juridiquement limitées. Le chapitre 3 permet de présenter les modalités du choix scolaire entre secteurs privé et public et leurs conséquences sur les caractéristiques des élèves fréquentant les secteurs privé et public à l'école élémentaire. Le chapitre 4 propose une estimation de l'impact de la scolarisation dans les écoles privées sur les résultats des élèves des écoles primaires.

---

<sup>89</sup> Le problème est également *quantitativement* différent, la part moyenne du secteur privé en France (17%) étant nettement supérieure à celle des écoles privées aux Etats-Unis (11%), et les caractéristiques des établissements étant assez différentes.

# Chapitre 3

## Déterminants du choix scolaire et mobilité entre écoles

### 3.1. Introduction

Le secteur privé d'enseignement tient une place importante dans le système scolaire français. Les établissements privés français scolarisent environ un élève sur sept en moyenne dans le primaire, un sur cinq dans le secondaire. Pour ce qui est du premier degré, la part des écoles privées est supérieure dans l'élémentaire (un peu moins de 14%) par rapport au préélémentaire (12,5%). Plus généralement, la part du privé augmente tout au long de la scolarité primaire et secondaire, pour atteindre plus de 20% au lycée. La proportion globale du secteur privé reste néanmoins relativement stable dans le temps : elle est ainsi comparable à celle de 1959, malgré quelques fluctuations de court terme.

Il existe en France près de 10 000 établissements privés, avec de fortes disparités d'implantation. Pour l'enseignement élémentaire, alors que le secteur privé est majoritaire ou proche de l'être dans certains départements (53% des élèves en Vendée, 48% dans le Morbihan, et près de 40% des élèves dans les académies de Rennes ou de Nantes), il représente moins de 7% des élèves dans les académies de Limoges, Nancy-Metz, Strasbourg ou Créteil. L'existence d'un statut unique pour l'enseignement privé au plan national s'accompagne donc de très fortes disparités territoriales. Notons également que le secteur privé est plus développé en France que dans la plupart des pays de l'Union Européenne. La part moyenne du secteur privé en Europe est ainsi de 15% environ, avec de très fortes disparités nationales. Seuls l'Espagne, mais surtout la Belgique et les Pays-Bas (où l'enseignement privé, totalement subventionné, est prépondérant), ont un secteur privé plus développé qu'en France.

Le chapitre 4 de cette thèse a pour objectif de comparer l'efficacité relative du secteur privé par rapport au secteur public dans les écoles élémentaires en France. Il apparaît donc nécessaire dans un premier temps de présenter le contexte institutionnel français, les modalités du choix scolaire ainsi que les caractéristiques des élèves fréquentant les secteurs privé et public. Ces éléments nous permettront de comprendre que des biais de sélection importants affectent la comparaison brute de l'efficacité des deux secteurs d'enseignement en France. Le chapitre 3 s'organise comme suit :

La seconde section de ce chapitre explicite le dualisme existant dans le système scolaire français entre établissements privés d'une part et publics d'autre part. Le cadre législatif régissant les établissements privés, leurs modes de financement et de fonctionnement, comme leurs obligations au titre de l'association au service public d'enseignement seront détaillés, et mis en regard des règles en vigueur dans le secteur public.

La troisième section présente les données qui seront utilisées dans l'ensemble des chapitres 3 et 4. Notre analyse empirique se concentre sur les élèves des écoles élémentaires, sur la base du panel primaire 1997.

Dans une quatrième section, nous détaillons les déterminants liés à la fréquentation du secteur privé, à partir de l'analyse de la littérature sociologique sur les raisons du choix du secteur de scolarisation par les parents, et de statistiques descriptives sur la composition sociale des écoles privées.

La cinquième section de ce chapitre met en lumière une offre d'établissements privés géographiquement très disparate, avec non seulement des écarts importants selon la taille de la commune, mais surtout une implantation très inégalement répartie sur l'ensemble du territoire français. Les caractéristiques individuelles des élèves sont détaillées en fonction de l'intensivité de l'implantation des écoles privées sur le territoire local, laissant apparaître de fortes disparités dans la composition sociale des écoles en fonction de l'offre d'établissements privés disponible.

La section 6 s'attache enfin à déterminer les différences d'aptitudes scolaires à l'entrée en CP entre écoles privées et publiques, illustrant un fort effet de sélection dans la composition des écoles privées qui ne sont pas directement comparables aux écoles publiques. Cet élément appelle ainsi des estimations contrôlant de la meilleure manière possible des caractéristiques individuelles à l'entrée au CP, afin de purger l'écart pur observé dans les résultats scolaires entre élèves du privé et du public des effets de composition de ces écoles.

## **3.2. L'organisation du dualisme scolaire français**

Les établissements privés français scolarisent environ un élève sur sept en moyenne dans le primaire, un sur cinq dans le secondaire. Pour ce qui est du premier degré, la part des écoles privées est supérieure dans l'élémentaire (un peu moins de 14%) par rapport au préélémentaire (12,5%). Plus généralement, la part du privé augmente tout au long de la scolarité primaire et secondaire, pour atteindre plus de 20% au lycée<sup>90</sup>. La proportion globale du secteur privé reste néanmoins relativement stable dans le temps : elle est ainsi comparable à celle de 1959, malgré quelques fluctuations de court terme.

Il existe en France près de 10 000 établissements privés, avec de fortes disparités d'implantation. Pour l'enseignement élémentaire, alors que le secteur privé est majoritaire ou proche de l'être dans certains départements (53% des élèves en Vendée, 48% dans le Morbihan, et près de 40% des élèves dans les académies de Rennes ou de Nantes), il représente moins de 7% des élèves dans les académies de Limoges, Nancy-Metz, Strasbourg ou Créteil. L'existence d'un statut unique pour l'enseignement privé au plan national s'accompagne donc de très fortes disparités territoriales. Notons également que le secteur privé est plus développé en France que dans la plupart des pays de l'Union Européenne. La part moyenne du secteur privé en Europe est ainsi de 15% environ, avec de très fortes disparités nationales. Seuls l'Espagne, mais surtout la Belgique et les Pays-Bas (où l'enseignement privé, totalement subventionné, est prépondérant), ont un secteur privé plus développé qu'en France.

### **3.2.1. L'organisation des relations entre l'Etat et les établissements privés : contractualisation et association au service public d'enseignement**

La particularité la plus remarquable du système français réside dans le large financement des écoles privées par l'Etat, la loi Debré du 31 décembre 1959 régissant la nature des relations contractuelles entre établissements privés et Etat, afin d'assurer la participation de personnes morales de droit privé au service public d'enseignement.

Pour Toulemonde (2003), la loi Debré, qui a - provisoirement au moins - apporté un apaisement à la « querelle scolaire », repose sur trois éléments. La participation par contrat

---

<sup>90</sup> La part de l'enseignement privé est très supérieure dans l'enseignement professionnel (plus de 30%), et marginale dans l'enseignement adapté (environ 4%).

des établissements d'enseignement privés à l'œuvre nationale d'éducation tout d'abord, les pouvoirs publics prenant en charge une très large part des dépenses de fonctionnement en échange d'un certain nombre d'obligations de service public. Le refus de reconnaître un enseignement privé à part entière en concurrence avec un enseignement public, ensuite, et la perspective d'un rapprochement toujours plus étroit avec les établissements publics enfin, en prévoyant deux formes de contrat : le contrat simple, prévue pour être temporaire<sup>91</sup>, et le contrat d'association, beaucoup plus proche de l'enseignement public.

Depuis 1959, deux philosophies différentes quant à la place de l'enseignement privé dans le système éducatif français s'affrontent, comme le note Toulemonde (2003), qui remarque que si ces positions ont un contenu politique évident, elles ne correspondent pas exactement aux clivages traditionnels de la vie politique française, et divisent chacun des camps. La première est celle d'une « parité » en droit entre établissements privés et publics, corollaire d'un véritable dualisme des institutions scolaires, vues comme des systèmes concurrents à proprement parler<sup>92</sup>. La seconde relève de la logique d'association à l'enseignement public : elle semble avoir prévalu par périodes, dans le sens d'une association des établissements privés au service national d'éducation. Cette logique s'est incarnée dans le fait que les établissements privés sont soumis à la loi de finances<sup>93</sup>, dans la nécessité d'existence d'un « besoin scolaire reconnu »<sup>94</sup> pour autoriser l'ouverture d'un nouvel établissement privé, ou depuis 1992 dans le fait que le recrutement des enseignants s'effectue sur la base des mêmes qualifications que dans les établissements publics<sup>95</sup>. Enfin, de nombreuses mesures d'harmonisation ont été prises, principalement dans les écoles placées sous contrat d'association, dans lesquelles l'enseignement est dispensé selon les règles et programmes de l'enseignement public, et où en théorie l'accès de « tous les enfants sans distinction d'origines, d'opinions ou de croyances » doit être garanti.

Conséquence de cette loi ou non, la part des élèves scolarisés dans le privé est depuis 1959 remarquablement stable, et les programmes d'enseignement comme le recrutement

---

<sup>91</sup> Cette forme de contrat devait disparaître après neuf ans, mais sera finalement pérennisée en 1971, dans le premier degré uniquement.

<sup>92</sup> Dans le sens où les établissements privés, tout en restant encadrés, resteraient libres quant à l'enseignement à prodiguer, et moins limités quant aux façons de se différencier des établissements publics.

<sup>93</sup> Depuis 1985 le nombre de postes d'enseignants est ainsi déterminé par la loi de finances.

<sup>94</sup> Cette notion de besoin scolaire sera précisée par la loi du 1<sup>er</sup> juin 1971, en donnant une interprétation telle que ce besoin est réputé exister, même lorsque l'école publique a la capacité d'accueillir l'ensemble des élèves, mais que les familles n'ont pas le choix entre les deux secteurs. Cette évolution marque pour Prost (2004) le fait que l'enseignement privé se voit reconnaître le droit à la concurrence, et non seulement à la complémentarité par rapport à l'enseignement public.

<sup>95</sup> Les « accords Lang-Cloupet » en 1992 ont eu pour conséquence d'aligner le recrutement des enseignants du privé sur ceux du public.

des enseignants se sont dès lors considérablement rapprochés entre les établissements des deux secteurs. L'affirmation d'un « caractère propre » de l'enseignement catholique par la loi Debré qui s'imposerait aux enseignants du privé mais dont le contenu reste mal cerné, est ainsi parfois vue comme remplissant une fonction essentiellement symbolique.

La part des établissements privés hors contrat est aujourd'hui très réduite : elle s'élève à 0,2% dans l'enseignement primaire et 0,5% dans le secondaire. Pour l'enseignement élémentaire, 5,6% de l'ensemble des élèves sont scolarisés dans des écoles sous contrat simple, contre 8,5% dans des établissements sous contrat d'association et 0,2% pour les établissements hors contrat. Ce sont ainsi 39% des élèves du privé qui sont scolarisés dans des établissements sous contrat simple dans l'enseignement élémentaire : une part non négligeable des écoles élémentaires privées bénéficie donc d'une relative autonomie financière et pédagogique par rapport aux établissements privés du secondaire, dont l'immense majorité se trouve sous contrat d'association.

Dans les faits, la différence principale entre ces deux types d'établissements privés tient à la prise en charge des dépenses de fonctionnement par la collectivité locale concernée : elle est obligatoire dans le cas d'un contrat d'association, facultative pour un contrat simple (mais ne peut, dans tous les cas, excéder le coût d'un élève de l'enseignement public). Autre distinction intéressante, pour le contrat d'association un besoin scolaire reconnu est nécessaire à la passation du contrat d'association selon la loi Debré –même si aucune définition précise n'en est donnée- alors que tel n'est pas le cas pour l'ouverture d'un établissement sous contrat simple.

Une contrepartie au financement par l'Etat des dépenses de fonctionnement des établissements sous contrat d'association est d'imposer à ces derniers le respect des règles et programmes de l'enseignement public, alors qu'une plus grande liberté pédagogique, notamment au niveau des programmes est possible pour les établissements sous contrat simple. Enfin, l'enseignement privé sous contrat d'association doit être gratuit : la contribution des familles devant uniquement servir à couvrir l'enseignement religieux et les investissements immobiliers (décret du 28 juillet 1960), à la différence du contrat simple où elle couvre en partie les frais de fonctionnement.

### **3.2.2. Variables de différenciation et explications potentielles d'un impact des écoles privées sur la performance scolaire**

Pour une large part, les établissements privés et publics sont donc soumis aux mêmes contraintes : objectifs pédagogiques similaires, programmes de base, examens et qualifications requises des enseignants constituent des caractéristiques communes, en droit en tout en cas. En quoi le caractère propre des écoles privées se manifeste-t-il ? Ce caractère propre était initialement lié à la liberté de l'enseignement et à sa nature confessionnelle. S'il est difficile de dire à quel point le motif confessionnel reste important dans le choix des parents, il semble toutefois possible d'affirmer que la nature confessionnelle de l'enseignement, elle, s'est estompée.

Une des différences principales tient au recrutement des enseignants, choisis par le chef d'établissement<sup>96</sup> dans le cas des écoles privées, ce qui peut potentiellement jouer un rôle important, en contribuant par exemple à une meilleure implication de l'équipe enseignante et à sa cohésion autour d'un projet d'établissement. Mais cela restera ici à l'état d'hypothèse, les données étant insuffisantes pour déterminer ce qui, au niveau organisationnel, pourrait induire des différences significatives entre établissements privés et publics.

Il est intéressant à ce titre de noter qu'une des préconisations du rapport de la commission du débat national sur l'avenir de l'école présidée par Claude Thélot en 2004 (intitulé « Pour la réussite de tous les élèves ») consistait à permettre aux chefs d'établissements publics de donner leur avis sur la nomination des personnels dans le cas des établissements présentant le plus de difficultés, et d'accroître la marge de manœuvre pédagogique et financière des établissements du second degré, mesures qui rappellent les conditions d'organisation des établissements privés. Suivant une philosophie proche, le programme CLAIR (Collèges et Lycées pour l'Ambition, l'Innovation et la Réussite) expérimenté dès la rentrée 2010 dans 106 établissements (dont environ trois quarts de collèges) concentrant le plus de difficulté, contient également plusieurs mesures rapprochant ces établissements du fonctionnement des écoles privées. Ainsi ce programme renforce-t-il le rôle des chefs d'établissements dans le choix des équipes pédagogiques (publication de postes à profil et possibilité pour les chefs d'établissements de choisir, pour partie, enseignants et personnels de direction) et propose des innovations en terme de vie scolaire (définition de règles communes de vie scolaire, évocation de « rituels » à mettre en place pour favoriser « la mise au travail » des élèves, intronisation d'un préfet des études)

---

<sup>96</sup> Le contrat de travail du personnel enseignant diffère selon le type de contrat signé par l'établissement : contrats de droit privé pour les établissements sous contrat simple, contre un statut de contractuel de droit public pour les enseignants des établissements sous contrat d'association. Dans les deux cas cependant, le chef d'établissement conserve la maîtrise du recrutement des enseignants.

qui présentent une certaine parenté avec les pratiques de nombreux établissements privés en la matière.

Certains établissements semblent s'être spécialisés dans certains profils-types d'élèves. Cette diversité du privé, mise en avant par différents auteurs<sup>97</sup> s'exprime par de fortes disparités dans la nature des établissements. Nauze-Fichet (2004) distingue les établissements d'excellence, souvent situés dans les centres urbains, de réputation très favorable, et pratiquant une très forte sélection à l'entrée, des établissements de substitution, qui ne visent pas l'excellence sur le plan pédagogique, mais la dimension religieuse ou la discipline et un encadrement particulier, souvent plus strict (ou réputé comme tel) que dans le public. Enfin, des établissements « de rattrapage » s'adressent aux élèves en difficulté scolaire : là encore, discipline et encadrement ou « souplesse pédagogique » et épanouissement de l'élève en constituent les principaux arguments. Au-delà, les établissements privés présentent quelques singularités (taille des classes, implantation géographique, spécialisation dans certaines filières) qui les distinguent sans toutefois relever du « caractère propre » des établissements privés. Nauze-Fichet (2004) va jusqu'à affirmer qu'il n'y a pas de véritable spécificité du contexte de scolarisation. La principale distinction entre établissements privés et publics semble finalement résider dans le profil des élèves, sur lequel nous reviendrons dans les sections suivantes.

Ce cadre juridique stable (ses évolutions se sont depuis 1959 toujours faites à la marge, et sans remise en cause fondamentale du cadre fixé par la loi Debré) et dans lequel l'Etat encadre assez largement l'activité des établissements privés, est donc tout à fait différent du cadre dans lequel se sont placées la majorité des études internationales, et notamment nord-américaines, où les établissements privés sont financés localement et disposent d'une autonomie pédagogique et financière considérable. Il est permis de penser que le cadre juridique français, en même temps qu'il réduit les possibilités de différenciation de l'enseignement privé, rend plus aisé l'exercice de la liberté du choix du secteur d'enseignement par les parents : non seulement la large part de financement public réduit les frais de scolarité que les parents doivent assumer, mais par ailleurs les contraintes sur les programmes, les méthodes d'enseignement et les qualifications des enseignants réduisent également l'incertitude quant au contexte de scolarisation dans les établissements privés. Au plan théorique, ce cadre institutionnel valide pour la France la prédiction en termes de stratification sociale des publics, très liée à l'hypothèse de financement local, qui induit un

---

<sup>97</sup> Voir notamment Ballion (1980)

regroupement dans des écoles liés à la disposition à payer des parents pour un enseignement de meilleure qualité (voir Epple et Romano (1998) et Nechyba (1999, 2000)).

### **3.3. Données**

Les données utilisées dans ce chapitre sont pour l'essentiel issues du panel primaire 1997 dont les principales caractéristiques sont décrites au chapitre 1.

La base de sondage couvre l'ensemble des écoles publiques et privées sous contrat de France métropolitaine. Le plan de sondage a été conçu de manière à obtenir un échantillon représentatif d'environ 9600 élèves entrant au cours préparatoire tout en limitant le nombre d'élèves suivis par école à 10 afin de ne pas provoquer de surcharge de travail de nature à nuire au succès des enquêtes. Le taux de sondage uniforme est d'un élève sur 90, il a été obtenu à partir d'un mode de tirage différent selon la taille des écoles, réparties en strates. Pour les écoles scolarisant moins de 11 élèves au cours préparatoire, 1 école sur 90 a été retenue, et tous les élèves de cours préparatoire de ces écoles font partie de l'échantillon. Pour les écoles ayant entre 11 et 30 élèves au cours préparatoire, 1 école sur 30 a été tirée, puis 1 élève sur 3 a été retenu (par un tirage aléatoire basé sur les listes alphabétiques). Enfin, pour les écoles scolarisant plus de 30 élèves en cours préparatoire, 1 école sur 30 a été retenue, dont la classe de CP observée a été tirée au sort<sup>98</sup>, puis 1 élève sur 3 a été retenu, de manière aléatoire.

Ce plan de sondage a été appliqué indifféremment aux écoles publiques et privées, de sorte que le panel est également représentatif pour ce qui est de la part et de la composition du secteur privé. Le tableau C1 présenté en annexe permet de s'assurer que la part des écoles privées dans chaque académie est bien représentée dans le panel. De fait, on peut constater que le pourcentage d'élèves scolarisés dans des écoles privées dans le panel est souvent très proche du pourcentage réel. Quelques académies font toutefois exception (Limoges, Nice, Reims), avec une proportion d'élèves des écoles très inférieure à la réalité, ces académies se situant dans la moyenne basse en termes de fréquentation du secteur privé. Le tableau C2 présenté en annexe permet par ailleurs de s'assurer de la

---

<sup>98</sup> Les écoles de cette taille comportent souvent plusieurs classes scolarisant des élèves de ce niveau : pour concentrer l'échantillon sur une seule de ces classes, afin de faciliter l'organisation des épreuves d'évaluation de CP, et garantir à chaque classe la même probabilité de tirage, chaque école s'est vue affecter un poids égal au nombre de classes de cours préparatoire qu'elle comporte.

représentativité du panel en terme de poids des académies, et du fait que le panel ne présente pas de sous- ou surreprésentation d'académies possédant des proportions d'écoles privées très éloignées de la moyenne nationale.

Les informations qui figurent dans le panel primaire 1997 sont issues de plusieurs sources.

L'interrogation des directeurs d'école et des chefs d'établissement, tout d'abord, fournit des informations quant à l'identification de l'élève, ses conditions de scolarisation au cours de l'année d'interrogation (les directeurs d'école sont interrogés chaque année) ainsi que des données relatives à la scolarité antérieure de l'élève.

La mesure des performances scolaires a retenu une attention particulière : le panel contient non seulement les résultats obtenus par les élèves aux évaluations nationales passées à la rentrée de CE2, mais aussi des scores obtenus à des épreuves d'évaluations standardisées mises en place spécifiquement pour les élèves du panel à leur entrée en CP. Lors du recrutement de l'échantillon, des tests ont été réalisés sur les élèves retenus afin de mesurer leurs compétences cognitives et sociocognitives à l'entrée au cours préparatoire. Les résultats obtenus à ces tests seront utilisés non seulement comme variable de contrôle dans les régressions visant à estimer l'impact de la scolarisation dans les écoles privées, mais seront également mobilisées pour rendre compte des différences de recrutement entre les deux secteurs, ces tests étant passés en début d'année. Le fait de disposer de mesures de la performance des élèves à trois points de leur parcours constitue une caractéristique centrale afin d'identifier l'impact des écoles privées (cf. chapitre 4).

L'interrogation des enseignants a permis de recueillir des informations sur les comportements, les capacités et les compétences des élèves à l'entrée au cours préparatoire. Les résultats se présentent sous la forme d'une liste de treize compétences recueillies par l'enseignant à partir de l'observation du comportement quotidien de l'enfant en classe. Ces variables seront utiles pour documenter les différences entre les élèves des secteurs public et privé, au-delà des variables sociodémographiques habituelles et des résultats aux évaluations passées par les élèves.

Enfin, l'interrogation des familles, via une enquête comportant trois volets, a permis de réunir des informations sur la composition de la famille et les parents de l'élève, la scolarité à l'école maternelle et les conditions dans lesquelles était gardé l'enfant avant l'entrée dans l'enseignement élémentaire, ainsi que la manière dont l'élève et sa famille vivent la scolarité

à l'école élémentaire (choix de l'école, rencontres avec les enseignants, suivi par les parents des études, conception du rôle de l'école et des enseignants, appréciation du degré de réussite de l'élève, activités extrascolaires de l'enfant). Là encore, cette dernière dimension nous sera utile pour rendre compte des différences entre les familles scolarisant leurs enfants dans les deux secteurs.

Au final, l'échantillon principal du panel 1997 permet le suivi de 9639 élèves qui entrent au CP à la rentrée 1997 dans 1 400 écoles élémentaires de France métropolitaine.

Afin de compléter les très riches données de ce panel, des informations au plan national seront par ailleurs tirées de l'exploitation de bases administratives issues de questionnaires remplis chaque année par les directeurs d'école (enquête n°19). Cette enquête constitue la principale source d'information de l'administration centrale de l'éducation nationale sur la répartition des effectifs scolarisés dans les écoles primaires en France. Elle renseigne, pour chaque classe, sur le nombre d'élèves scolarisés par niveau (CP, CE1, etc.), et pour chaque niveau sur les nombres d'élèves répartis par sexe et par année de naissance. Ces fichiers ne contiennent en revanche aucune information quant aux caractéristiques sociodémographiques des élèves au niveau individuel.

### **3.4. Quels déterminants à la fréquentation du secteur privé ?**

La coexistence de deux secteurs d'enseignement en France implique des contextes de scolarisation potentiellement différenciés pouvant attirer des familles et des élèves aux caractéristiques différentes. Une partie de la littérature sur les établissements privés s'est attachée à déterminer les variables qui expliquent le choix du secteur d'enseignement par les parents. Après avoir rapidement examiné les différents déterminants possibles de la fréquentation des écoles privées, nous présenterons les principales différences dans le recrutement des écoles primaires privées et publiques sur la base des données du panel primaire 1997.

Les données disponibles dans le panel n'autorisent pas une étude des motivations des parents, mais permettent de retracer les clivages dans la composition des populations qui fréquentent les deux secteurs. En particulier, le fait de disposer de données longitudinales permet de comparer des cohortes d'élèves ayant passé l'intégralité de leur scolarité élémentaire dans un des secteurs, ainsi que de les comparer aux élèves ayant connu des changements de secteur.

### **3.4.1. L'explication du choix des familles : les déterminants de la fréquentation du privé dans la littérature sociologique**

L'explication de la fréquentation du secteur privé a fait l'objet de nombreux travaux, mais les données à exploiter de manière non ambiguë restent rares. A priori, les motifs de recours à l'enseignement privé sont extrêmement variés, comme l'indique la liste dressée par Nauze-Fichet (2004) : « appartenance sociale, affinité culturelle, religieuse, simple choix de proximité, contrainte d'hébergement, et enfin motifs pédagogiques : contraintes sur les offres de formation, objectifs de rattrapage, sensibilité à la réputation des établissements, quête de la voie d'excellence » peuvent expliquer, à des titres différents, le choix du privé par les parents.

L'auteur oppose motifs « pragmatiques » et « idéologiques ». A l'image de l'interprétation de Langouët et Léger (1991), l'hypothèse selon laquelle la fréquentation du privé s'inscrit essentiellement dans des stratégies de réussite scolaire, les parents recherchant un contexte de scolarisation plus favorable à leurs enfants, a récemment connu une popularité certaine. En particulier, selon Langouët et Léger (1991), de nombreux établissements privés remplissent une fonction de recours en cas de difficultés scolaires, et non seulement de recherche d'un environnement pédagogique plus performant. Sur la base des diverses enquêtes réalisées, les motifs liés à l'ambition ou à la réussite scolaire semblent en effet jouer un rôle important dans le choix du secteur privé. Le fait que dans les territoires de forte implantation du privé, les clivages sociaux, économiques et culturels soient sensiblement moins marqués, et que les catégories les plus aisées y délaissent le privé tend à conforter cette interprétation.

L'affirmation, sur cette base, d'un affaiblissement des critères religieux et politiques, reste cependant hasardeuse, tant une hiérarchie des motifs de scolarisation dans le privé est difficile à établir<sup>99</sup>. Dans les données d'enquête comme dans la présentation des résultats, la réponse au problème dépend souvent de la façon dont est formulée la question : remarquer

---

<sup>99</sup> Langouët et Léger (1991) soulignent eux-mêmes cet état de fait : « ...l'évolution des fonctions de l'enseignement privé – ou pour le moins son changement d'image auprès des familles –, le fait qu'il puisse être « choisi » indépendamment de toute conviction religieuse, se voient largement reconnus. Mais ni la hiérarchie réelle des motivations de chaque catégorie d'usagers (qu'ils soient permanents, temporaires ou seulement potentiels), ni bien sûr le nombre exact que représentent les uns et les autres parmi les parents ne sont connus, même approximativement » (p. 10) mais affirment néanmoins en conclusion que « la deuxième idée fautive conduit à méconnaître la nature véritable des usagers du secteur privé en assimilant leurs motivations à des préoccupations religieuses. Or toute une série de résultats (et notamment le fait que les transferts sont souvent liés à des difficultés scolaires et apparaissent manifestement, sauf à l'entrée en sixième, comme une pratique de recours en cas d'échec) permettent de montrer que le choix du privé pour des raisons confessionnelles est extrêmement minoritaire ».

que le motif religieux n'est pas déterminant chez la majorité des parents du privé ne signifie pas que les critères religieux ou idéologiques ne comptent pas, au sens où ils induisent, par exemple, un évitement du public.

D'autres auteurs, à l'image de Héran (1996) contestent ainsi, sur la base de données d'enquête, que la dimension « idéologique » ait disparu (recherche d'affinités religieuses, politiques ou culturelles). Les valeurs des parents et la recherche d'une scolarisation en accord avec celles-ci pour leurs enfants seraient toujours prépondérantes : même si de nombreux parents recherchent la solution la plus favorable à la scolarité de leur enfant, la pratique religieuse comme les critères politiques ne sont pas absents dans la fréquentation du privé, et le choix du privé n'est pas dicté par le seul souci du rattrapage scolaire. Sur la base de l'enquête Education<sup>100</sup>, l'auteur montre que choix de l'école confessionnelle et pratiques religieuses sont liés, et distingue « les trois nerfs de l'école privée : religion, aisance, ambition ».

On peut penser que si les critères idéologiques ne sont pas toujours un objectif à proprement parler dans la recherche d'un établissement, ils sont au moins une « contrainte » posée sur le type d'établissements à même d'accueillir leurs enfants. Cette « dimension oubliée<sup>101</sup> » resterait le premier facteur explicatif de la fréquentation du privé. Sans chercher à en faire l'inventaire, d'autres auteurs, comme Toulemonde (2003) avancent des raisons qui concernent aussi bien l'attention portée aux élèves, l'encadrement et l'éducation, l'ambiance générale, l'absence d'enfants immigrés que la faible présence de catégories sociales défavorisées. Les différences concernant l'enseignement étant de toute façon limitées légalement, c'est dans l'atmosphère des établissements, l'encadrement et les valeurs affirmées que nombre d'établissements privés tentent de se différencier des établissements publics, au moins du point de vue de la réputation recherchée.

Il semble donc nécessaire de relativiser la vision purement stratégique (dans une recherche de performance scolaire supérieure) du choix de l'école. D'une part, l'information dont disposent les parents sur l'efficacité relative des deux secteurs reste extrêmement fractionnée et assez pauvre, les indicateurs retenus se contentant la plupart du temps de comparer des taux de réussite. D'autre part, la proportion des parents qui sont

---

<sup>100</sup> Héran (1996) utilise les données de l'enquête Education, menée conjointement par l'Institut National des Etudes Démographiques (INED) et l'INSEE, enquête qui propose un indicateur d'engagement religieux basé sur l'interrogation des familles quant à leur sentiment et leur pratique religieuse.

<sup>101</sup> Voir Tournier (1997).

engagés dans une stratégie « rationnelle » de recherche active d'un établissement est finalement assez limitée<sup>102</sup>, et concerne dans des proportions comparables les parents d'élèves du public et ceux du privé. Au niveau de l'entrée en 6ème, en 1999, 25% des parents ont demandé une dérogation à la sectorisation, qui a été accordée à la moitié d'entre eux environ. Parmi ceux qui n'ont pas réussi à l'obtenir, les deux tiers ont choisi un établissement privé.

Les statistiques présentes dans le panel primaire 1997 ne permettent pas une étude détaillée du choix du secteur d'enseignement par les parents. Cependant, une question de l'enquête auprès des familles concerne, pour les parents ayant choisi une autre école que celle du secteur de leur domicile, les raisons de leur choix. Les réponses à cette question sont présentées dans le tableau 3.1. Pour les parents d'élèves ayant fréquenté exclusivement le secteur privé au primaire, il apparaît que les « motifs pédagogiques » (taille des classes, qualité des maîtres) restent largement minoritaires dans le choix d'une école privée parmi les parents d'élèves du panel : moins de 22% des parents avancent de telles raisons comme raison principale. Les convictions personnelles semblent au contraire jouer un rôle important (plus de 40% en font leur raison principale, parmi celles proposées dans l'enquête). La « bonne fréquentation » de l'école apparaît également comme un motif important : elle est citée par davantage de parents que les motifs « pédagogiques » (taille des classes et qualité des maîtres) réunis<sup>103</sup>. Les motifs tenant à la réputation de l'école semblent par ailleurs jouer un rôle plus important que les convictions personnelles chez les parents dont les enfants passent dans le privé après une scolarisation dans le public en CP, mais la faiblesse des effectifs rend la comparaison difficile.

Héran (1996) montre par ailleurs que deux tiers des familles acceptent l'établissement public qui leur est proposé sans en chercher d'autre, et le dernier tiers choisit un autre établissement, public ou privé. Les familles acceptant le public sans recherche et celles qui effectuent un choix actif n'ont pas les mêmes caractéristiques. En termes de catégories socioprofessionnelles, les ouvriers sont sous représentés parmi ceux qui effectuent un choix actif, tandis qu'enseignants et indépendants y sont surreprésentés.

---

<sup>102</sup> Héran (1996) avance un chiffre d'un sur quatre, chiffre qui comprend la recherche active d'un établissement privé, mais aussi la recherche active d'un établissement public autre que celui proposé. On peut noter ici que le panel primaire propose, pour les élèves scolarisés dans le secteur public, une variable qui indique si l'école publique fréquentée est celle du secteur désigné par la carte scolaire.

<sup>103</sup> Elle l'est encore davantage par les parents dont les enfants ont fréquenté les deux secteurs au cours de leur scolarité primaire.

**Tableau 3.1** : Raison principale du choix d'une école privée dans le panel primaire 1997

Raison principale du choix de l'école évoquée par les parents (en %) :	Type de scolarité élémentaire :		
	Tout privé	Public, puis privé	Privé, puis public
Proximité du domicile	0,144	0,158	0,129
Ecole qui correspond aux convictions personnelles des parents	0,415	0,254	0,371
Petits effectifs par classe	0,057	0,070	0,073
Bonne réputation : "école bien fréquentée"	0,222	0,307	0,315
Bonne réputation : "qualité des maîtres"	0,162	0,211	0,113
Nb. obs.	[702]	[114]	[124]

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : 14,4% des parents des élèves ayant connu une scolarité primaire intégralement dans le secteur privé citent la proximité du domicile comme raison principale du choix d'une école privée.

Derrière ces phénomènes, plusieurs effets semblent à l'œuvre. Non seulement ces résultats reflètent une recherche de systèmes de valeurs incarnés différemment par les deux secteurs, mais ils sont également liés à une inégale maîtrise de l'information sur le système scolaire, devenu plus complexe à déchiffrer<sup>104</sup>. En conséquence, quatre fois sur dix, les écoles privées constituent un choix de proximité (Héran, 1996), ce qui est particulièrement vrai dans les territoires de forte implantation du privé. Ces résultats ne sont pas totalement en ligne avec ceux obtenus dans le panel primaire 1997, ce qui peut s'expliquer par des méthodes d'enquête différentes.

Enfin, si les établissements catholiques, reconnus par l'épiscopat, rassemblent plus de 95% des élèves du privé<sup>105</sup>, il ne faut pas méconnaître leur diversité<sup>106</sup>, que l'usage de statistiques nationales a tendance à écraser : les motifs de recours aux écoles privées sont différents selon le type d'établissement auquel on s'adresse, différents aussi selon l'implantation locale du secteur privé. Ce détour par la recherche sociologique nous semble indispensable, non seulement pour son intérêt descriptif, mais également car la connaissance des caractéristiques des élèves du privé et des motivations de leurs parents, au-delà des caractéristiques observables introduites dans les analyses statistiques, est indispensable à l'interprétation de résultats de régressions visant à comparer l'efficacité des deux secteurs. D'autre part, la construction de stratégies d'identification plus élaborées exige une connaissance détaillée des motifs de recours au privé.

<sup>104</sup> Voir par exemple Ballion (1980).

<sup>105</sup> Le reste étant constitué par les établissements d'autres confessions ainsi que par une nébuleuse d'établissements non confessionnels d'une grande diversité (écoles de prestige, écoles fondées sur des méthodes pédagogiques ou des offres scolaires particulières).

<sup>106</sup> Pour une étude détaillée sur les établissements d'Île de France, voir Ballion (1980).

### **3.4.2. Fréquentation du secteur privé et caractéristiques individuelles des élèves : la composition des écoles privées dans le panel primaire 1997**

En conséquence de ces motifs de choix du privé, qui sont aussi souvent un évitement des défauts réels ou supposés du public, les populations des deux secteurs sont relativement différenciées. Nous présentons donc quelques statistiques descriptives sur les caractéristiques des élèves des écoles privées et publiques, à la fois pour leur intérêt descriptif et pour mettre en avant les biais de sélection qui seront à même d'affecter les estimations de l'efficacité des écoles privées.

Les données de panel permettent de distinguer les élèves scolarisés dans un établissement privé à un moment du temps en fonction de leur trajectoire scolaire et de leur fidélité à un secteur. Ainsi nous pourrions présenter des statistiques relatives à des cohortes « pures », c'est à dire n'ayant fréquenté qu'un seul secteur au cours de leur scolarité. L'intérêt de ce suivi longitudinal est cependant plus limité pour le primaire que pour le secondaire, les changements de secteur y étant moins fréquents.

Le tableau 3.2 présente des statistiques descriptives simples sur la composition des établissements publics et privés selon plusieurs variables sociodémographiques.

L'étude des caractéristiques des élèves du panel révèle que les différences de profil des élèves entre écoles privées et écoles publiques sont particulièrement marquées. Les différences d'origine sociale des élèves ressortent ainsi de manière très significative : les enfants d'agriculteurs sont surreprésentés parmi les parents d'élèves du privé (plus du double de la proportion du public), comme le sont les enfants d'artisans et commerçants. Les enfants de cadres et professions intellectuelles sont également scolarisés en proportion significativement supérieure dans les écoles privées, l'écart entre privé et public atteignant 7 points de pourcentage pour cette catégorie. De manière moins affirmée, les professions intermédiaires sont également légèrement surreprésentées dans le privé. Réciproquement, les catégories les moins favorisées sont sous représentées dans les écoles privées : employés et ouvriers, quasiment dans les mêmes proportions, sont beaucoup moins présents dans les écoles, l'écart de proportion d'enfants issus de familles d'ouvriers atteignant 10 points de pourcentage. Enfin, cette analyse permet de constater que les parents chômeurs ou sans profession sont encore plus largement absents du secteur privé.

Ces résultats généraux masquent toutefois une partie des phénomènes pertinents en termes de comportement de choix scolaire des parents du fait du niveau d'agrégation des catégories socioprofessionnelles. Ainsi cadres du privé ou profession libérale n'auront pas les mêmes comportements de choix scolaire que les enseignants, qu'ils côtoient pourtant dans la catégorie « cadres et professions intellectuelles ». Au final cependant, le fait important est que les catégories sociales plutôt défavorisées (employés, ouvriers, sans activité professionnelle) représentent environ 56% des parents d'élèves du public, alors qu'ils sont à peine plus de 40% parmi les parents d'élèves du privé. Enfin, à ce niveau d'agrégation, on peut remarquer que les écarts bruts de composition socioprofessionnelle entre privé et public sont positifs et significatifs pour toutes les catégories « favorisées », et négatifs pour toutes les catégories défavorisées. La situation professionnelle des parents permet également de rendre compte de ces différences de fréquentation du privé selon le capital socio-économique. Les élèves du privé ont, plus souvent que ceux du public, leurs deux parents actifs, la différence étant plus prononcée pour la mère que pour le père.

L'étude de la nationalité des élèves et des parents révèle également des différences substantielles entre les deux secteurs. Ainsi plus de 99% des élèves du privé sont de nationalité française, alors qu'une part non négligeable (plus de 6%) des élèves du public est de nationalité étrangère. Concernant la nationalité des parents, alors que plus de 10% des parents d'élèves du public sont étrangers, plus de 97% des parents du privé sont de nationalité française.

Cette différence se reflète également dans d'autres indicateurs basés sur le niveau de diplôme des parents, qui recouvre vraisemblablement des différences de capital culturel. Sans aller jusqu'à un niveau de détail important, on peut remarquer ici que les parents sans diplôme sont beaucoup plus rares dans le privé que dans le public (la proportion double environ dans le public, pour le père comme pour la mère), et que les parents possédant un diplôme équivalent ou supérieur au baccalauréat s'avèrent largement minoritaires dans le public : ils ne représentent que 33,6% des parents d'élèves du public, alors que cette part s'élève à plus de 45% pour ceux du privé.

Tableau 3.2 : Les élèves des écoles publiques et des écoles privées : statistiques descriptives

	Moyenne (%)	Tout public (%)	Tout privé (%)	Ecart privé-public
	(1)	(2)	(3)	(3)-(2)
Nb. obs.	[8 194]	[7 078]	[1 116]	
<b>PCS du chef de famille</b> (% des élèves)				
Agriculteurs	0,029	0,026	0,055	<b>0,029 ***</b>
Artisans, Commerçants, Chefs d'ent.	0,091	0,084	0,125	<b>0,040 ***</b>
Cadres et prof. intellectuelles	0,168	0,155	0,227	<b>0,073 ***</b>
Prof.intermédiaires	0,173	0,171	0,186	<b>0,015 *</b>
Employés	0,132	0,137	0,097	<b>-0,040 ***</b>
Ouvriers	0,386	0,406	0,302	<b>-0,103 ***</b>
Sans activité professionnelle	0,019	0,020	0,008	<b>-0,012 *</b>
<b>PCS "défavorisées"</b> (% des élèves)	0,538	0,564	0,407	<b>-0,157 ***</b>
<b>Situation professionnelle</b> (% des élèves)				
Mère : a une activité professionnelle	0,619	0,611	0,681	<b>0,070 ***</b>
Père : a une activité professionnelle	0,887	0,879	0,936	<b>0,056 ***</b>
<b>Niveau de diplôme des parents</b> (% élèves)				
Mère : aucun diplôme	0,152	0,166	0,081	<b>-0,085 ***</b>
Mère : Diplôme = bac ou plus	0,525	0,459	0,529	<b>0,070 ***</b>
Père : Aucun diplôme	0,139	0,151	0,082	<b>-0,069 ***</b>
Père : Diplôme = bac ou plus	0,478	0,465	0,524	<b>0,059 ***</b>
<b>Nombre d'enfants</b> (moyenne)	2,46	2,47	2,44	-0,03
<b>Nationalité</b> (% des élèves)				
Elève : nationalité française	0,951	0,942	0,995	<b>0,053 ***</b>
Mère : nationalité française	0,906	0,893	0,976	<b>0,083 ***</b>
Père : nationalité française	0,864	0,848	0,952	<b>0,104 ***</b>
<b>Entourage familial</b> (% des élèves)				
Famille biparentale	0,864	0,860	0,909	<b>0,049 ***</b>
Famille biparentale recomposée	0,103	0,108	0,066	<b>-0,042 ***</b>
Famille monoparentale	0,025	0,024	0,018	-0,006
Autres <sup>(1)</sup>	0,008	0,008	0,007	-0,001
<b>Conditions de logement</b> (% des élèves)				
Propriétaire (appartement ou maison)	0,603	0,586	0,713	<b>0,126 ***</b>
Locataire <sup>(2)</sup> (appartement ou maison)	0,233	0,236	0,196	<b>-0,041 **</b>
Locataire HLM	0,158	0,171	0,088	<b>-0,083 ***</b>
Autres	0,006	0,007	0,004	-0,003
<b>Duree scolarité maternelle</b> (nb années)	3,30	3,29	3,41	<b>0,124 ***</b>
<b>Genre</b> (proportion de filles)	0,496	0,497	0,508	0,011
<b>Semestre de naissance</b> (prop. 1 <sup>er</sup> sem.)	0,502	0,502	0,512	0,010

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : 2,9% des élèves du panel primaire (classes de CP à CM2 confondues) sont issus d'une famille dont la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) de la personne de référence est agriculteur. C'est le cas de 2,6% des élèves n'ayant fréquenté au primaire que des écoles publiques, et de 5,5% des élèves n'ayant fréquenté que des écoles privées.

Note : Les statistiques présentées ne concernent que les élèves n'ayant pas changé de secteur au cours du primaire.

<sup>(1)</sup> la catégorie "autres" comprend les élèves vivant avec une autre personne responsable, dans une famille d'accueil ou dans une institution de la D.D.A.S.S. <sup>(2)</sup> la catégorie locataire comprend également les bénéficiaires d'un logement de fonction

\*\*\* écart significatif au seuil de 1%, \*\* de 5%, \* de 10%

D'autres variables indiquent enfin des différences de contexte familial entre élèves du privé et du public. La taille des fratries se révèle en moyenne plus élevée dans les écoles publiques, du fait d'une surreprésentation des familles très nombreuses (5 enfants ou plus). Le modèle de la famille biparentale se trouve davantage répandu chez les parents scolarisant leurs enfants dans les écoles privées (familles monoparentales et surtout, recomposées y sont de ce fait plus rares).

Si l'on ne dispose pas d'une variable indiquant la qualité du logement, qui aurait pu être un bon indicateur du revenu des familles, les données disponibles permettent néanmoins de constater que les locataires d'habitations à loyer modéré (HLM) sont nettement moins nombreux parmi les parents d'élèves du privé, alors que les propriétaires de leur appartement ou d'une maison individuelle y sont surreprésentés.

Enfin, les élèves du privé sont plus nombreux à avoir bénéficié d'une scolarité en maternelle plus longue (plus de 40% ont effectué 4 années de maternelle, contre 27% dans le public). Les différences de genre sont limitées, la proportion de filles se trouvant légèrement supérieure parmi les élèves n'ayant fréquenté que des écoles privées au primaire. La proportion d'élèves nés au premier semestre (qui ont des résultats assez nettement supérieurs au primaire) apparaît enfin très légèrement supérieure parmi les élèves des écoles privées. Les élèves du privé proviennent donc, en moyenne, de milieux sociaux plus favorisés, et ces différences observables cachent peut-être des clivages plus profonds encore concernant des facteurs plus difficilement observables statistiquement, tenant par exemple à l'implication des parents dans la scolarité des enfants.

A défaut de posséder des données sur les candidatures adressées aux écoles privées permettant de rendre compte d'une éventuelle sélection opérée par les établissements, il nous est impossible de déterminer quelle part de ces différences de profil des élèves est à attribuer à une éventuelle sélection par les établissements, et quelle part revient à une autosélection des familles. Par ailleurs, si les marges de manœuvre sont juridiquement limitées pour les établissements privés (ce qui est à relativiser pour l'élémentaire, où de nombreux établissements, sous contrat simple, disposent de plus de liberté, notamment sur le plan pédagogique), on possède très peu d'informations sur l'utilisation effective de ces marges, que ce soit sur la politique pédagogique des établissements et l'organisation de l'établissement, sa politique de sélection, ou les frais de scolarité demandés aux élèves.

Enfin, ces chiffres sont des moyennes au plan national, or les établissements privés se caractérisent par leur diversité. Cette diversité s'exprime selon des clivages que l'on pourra étudier ici (par exemple, entre territoires de forte implantation du privé et territoires où le privé est largement minoritaire, voire marginal en proportion), mais aussi, à un niveau plus fin, comme le montre par exemple Ballion (1980) dans son étude des établissements privés de l'agglomération parisienne.

### **3.4.3. Analyse des changements de secteur**

Les changements de secteur sont plus fréquents à l'entrée de chaque cycle, lorsque la poursuite du parcours scolaire exige la plupart du temps un changement d'établissement. Caille (2004) montre à partir de l'exploitation du panel secondaire 1989, que du CM2 à la fin du secondaire, seulement 71% des élèves restent fidèles à un secteur (62% ne fréquentent que le secteur public tout au long de leur scolarité secondaire, et 9% exclusivement le secteur privé) : 29% changent donc de secteur au cours de leur scolarité secondaire, dont 7% plusieurs fois.

#### **Changements de secteur et caractéristiques des élèves**

Le passage par le secteur privé au cours d'une trajectoire scolaire concerne beaucoup plus d'élèves que ne le laissent penser les statistiques transversales sur la fréquentation du privé pour un niveau donné<sup>107</sup>. Proportionnellement, Caille (2004)<sup>107</sup> montre que les élèves qui commencent dans le public sont plus fidèles à leur secteur d'origine. Dans le secondaire, les élèves scolarisés dans le public en CM2 sont 75% à demeurer dans le secteur public tout au long de leur scolarité secondaire, proportion qui tombe à 50% environ pour les élèves scolarisés dans le privé en CM2. Héran (1996) explique ce fait par les discontinuités de l'offre scolaire dans le privé : ce fait n'est pas nécessairement à interpréter comme une plus grande fidélité des parents à un secteur. Enfin, on constate que les élèves ayant changé de secteur restent par la suite majoritairement fidèles à leur nouveau secteur (seuls 25% environ changent à nouveau). Au total parmi les élèves du panel secondaire 1995, du CM2 à la fin du secondaire, 91% des élèves sont donc passés par le public, 38% sont passés par le privé (proportion stable sur 10 ans : elle représentait 37% des élèves dans le panel 1980).

---

<sup>107</sup> Il serait intéressant à ce titre de connaître précisément la part des familles dont un enfant au moins a été scolarisé durant une ou plusieurs années dans le secteur privé.

Difficultés scolaires et changement de secteur semblent assez clairement associés, mais le sens de la causalité comme la temporalité du phénomène sont difficiles à établir clairement. Tout de même, Caille (2004) constate que les redoublements précèdent le changement de secteur beaucoup plus souvent qu'ils ne lui succèdent, ce qui est en ligne avec la fonction de rattrapage du privé évoquée dans la section précédente. Dans le secondaire, les départs du secteur d'origine sont fortement concentrés aux grands paliers d'orientation : à eux seuls les changements à la fin du CM2 et de la 3<sup>ème</sup> représentent 52% des changements de secteur. A caractéristiques comparables dans le secondaire, les départs du public vers le privé et les changements multiples sont toujours associés à une réussite moindre, à l'exception toutefois des élèves qui n'ont connu qu'un départ du privé vers le public, « qui restent très différents des autres ». Caille (2004) montre enfin que pour ceux qui sont restés fidèles à leur secteur de CM2, les élèves du privé ont un léger avantage en termes de réussite au diplôme - qui devient toutefois très faible une fois prises en compte les différences de caractéristiques des élèves.

### **Les changements de secteur dans le panel primaire 1997**

Le panel contient 9639 élèves à l'entrée en CP. Sur les 8971 élèves que l'on observe jusqu'en CM2<sup>108</sup>, 8089, soit plus de 90%, fréquentent un seul secteur du CP au CM2. Si les changements de secteurs ne sont pas négligeables, ils concernent ainsi moins de 10% des élèves sur l'ensemble de l'élémentaire, ce qui est très inférieur à la proportion d'élèves ayant fréquenté les deux secteurs dans le secondaire. 78,4% des élèves sont fidèles au public tout au long de leur scolarité élémentaire, contre 11,8% environ qui ne fréquentent que le secteur privé. Au final, la proportion des élèves qui fréquentent le privé à un moment ou à un autre de leur scolarité élémentaire représente 21,6% des élèves du panel observés jusqu'en CM2. Là encore, la proportion est assez nettement inférieure à celle constatée dans le secondaire (38% environ)<sup>109</sup>.

---

<sup>108</sup> Sur les 668 sorties d'échantillon, la majorité sont liées à des pertes d'élèves au cours de leur suivi. Il a été vérifié que ces pertes d'observation ne posent pas de problème dans la représentation des différences entre secteurs public et privé.

<sup>109</sup> Les deux chiffres ne sont pas comparables en eux-mêmes, le cycle élémentaire ne durant que 5 ans, alors que les statistiques précédentes concernaient l'ensemble des deux cycles du secondaire, soit 7 ans pour une scolarité sans redoublement.

**Tableau 3.3** : Changements de secteur et part des écoles privées par année au primaire dans le panel 1997

	Changements de secteur				Part des écoles privées par année		
	Public vers privé	% Effectifs public	Privé vers public	% Effectifs privé	Effectif total	Nb. élèves du privé	Part du privé
CP	-	-	-	-	9 639	1 301	0,135
CE1	119	0,015	70	0,055	9 433	1 334	0,141
CE2	100	0,013	51	0,039	9 274	1 365	0,147
CM1	102	0,013	50	0,037	8 971	1 395	0,156
CM2	110	0,015	69	0,050	8 663	1 416	0,163

Source : Calculs de l'auteur à partir des fichiers administratifs d'écoles primaires 1997-1998 (Enquête n°19, MEN-DEPP)

Les transitions privé-public et public-privé tout au long de la scolarité élémentaire impliquent une progression de la part du privé avec le niveau considéré (cf. tableau 3.3). Les passages dans le secteur privé représentent, chaque année, entre 1,25% et 1,5% des élèves du public, et les passages dans le public environ 4 à 5% des élèves du privé. Etant donné le poids relatif de chaque secteur, la part du privé progresse environ de 0,6 à 0,8% par année sur l'ensemble de l'élémentaire. Ainsi la part du privé dans le panel passe-t-elle de 13,5% en CP à plus de 16% en CM2. Ces transitions, non négligeables, restent cependant bien inférieures à celles qui ont lieu à l'occasion des paliers d'orientation impliquant un changement d'établissement, ou même à la mobilité constatée dans le secondaire.

Les différences restent pratiquement aussi marquées lorsque l'on raisonne non plus sur les cohortes tout public / tout privé mais sur les élèves présents à un moment dans l'un des deux secteurs. La structure en panel des données utilisées et la nature des données d'enquête nous permettent de rapporter les caractéristiques des élèves ayant connu des scolarités primaires dans un seul secteur à deux populations différentes du point de vue du choix scolaire : les élèves ayant fréquenté alternativement les deux secteurs au cours du primaire d'une part, les élèves scolarisés en début de trajectoire dans une école publique autre que celle de leur secteur d'autre part.

Les élèves ayant changé de secteur, quel que soit le sens de ce changement, semblent posséder des caractéristiques nettement plus favorables que les élèves fidèles au secteur public, et plus proches des caractéristiques des élèves du privé (cf. tableau 3.4, colonne 3). La proportion d'enfants issus de familles de PCS défavorisées parmi ces « transfuges » est ainsi de 45% environ, contre 41% pour les élèves n'ayant fréquenté que des écoles privées, et 56% pour ceux n'ayant connu que le secteur public. L'étude de la PCS de parents à un niveau mois agrégé révèle toutefois que cette différence est principalement liée à une proportion supérieure d'enfants d'employés, et que la proportion de cadres et professions intellectuelles y est sensiblement égale aux élèves ayant fréquenté exclusivement le secteur privé. Si la situation professionnelle de leurs parents les rapproche davantage des élèves scolarisés uniquement dans le secteur public, leur niveau de diplôme s'avère nettement plus favorable. 57% des mères de ces élèves possèdent ainsi au moins le baccalauréat, contre 46% pour les élèves n'ayant fréquenté que le secteur public, et 53% pour leurs homologues du secteur privé (les proportions se trouvent être proches pour les pères). L'analyse des autres caractéristiques observables dans le panel primaire 1997 révèle toutefois que ces élèves tendent à se rapprocher de ceux du secteur public dans plusieurs autres dimensions

(nationalité de l'élève et des parents, entourage familial, conditions de logement, durée de scolarité en maternelle). L'examen de ces données permet de conclure que parmi les élèves scolarisés dans le secteur privé à un point donné, les familles qui lui sont fidèles tout au long de la scolarité primaire de leurs enfants<sup>110</sup> sont donc celles qui possèdent les caractéristiques les plus favorables à la réussite scolaire.

Il est également possible d'étudier des caractéristiques des élèves scolarisés dans un autre établissement public que celui de leur secteur, dont une partie a en commun avec les élèves du privé le fait que les parents se soient inscrits dans une démarche active de recherche d'une école<sup>111</sup>. De fait, les caractéristiques de ces élèves « désectorisés » semblent être intermédiaires entre les élèves du privé et du public, mais plus proches de celles des élèves du public fréquentant l'école de leur secteur, pour l'ensemble des caractéristiques évoquées ci-dessus (cf. tableau 3.4, colonne 4). Ainsi 53% sont issus de PCS défavorisées, ce qui les rapproche davantage des élèves fidèles au secteur public (56%) que de ceux fidèles au secteur privé (41%). L'analyse des autres variables disponibles tend à confirmer, pour l'essentiel, cette conclusion.

---

<sup>110</sup> Ce sont sur ces élèves que porteront les estimations de l'impact de la scolarisation dans le secteur privé sur les performances scolaires des élèves au chapitre 4.

<sup>111</sup> Toutefois, l'enquête auprès des familles révèle que parmi les élèves « désectorisés » (qui représentent 8% du total des élèves), les parents indiquent à 48% avoir choisi l'école car elle était la plus proche du domicile

**Tableau 3.4** : Les élèves des écoles publiques et des écoles privées : statistiques descriptives pour les élèves ayant changé de secteur et les élèves du public "désectorisés"

	<i>Rappel du tableau 3.2 :</i>			
	Tout public	Tout privé	"Transfuges"	Public désectorisé
	(%)	(%)	(%)	(%)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Nb. obs.	[7 078]	[1 116]	[578]	[921]
<b>PCS du chef de famille</b> (% des élèves)				
Agriculteurs	0,026	0,055	0,021	0,025
Artisans, Commerçants, Chefs d'ent.	0,084	0,125	0,118	0,102
Cadres et prof. intellectuelles	0,155	0,227	0,230	0,159
Prof.intermédiaires	0,171	0,186	0,177	0,188
Employés	0,137	0,097	0,142	0,136
Ouvriers	0,406	0,302	0,287	0,378
Sans activité professionnelle	0,020	0,008	0,023	0,012
<b>PCS "défavorisées"</b> (% des élèves)	0,564	0,407	0,455	0,527
<b>Situation professionnelle</b> (% des élèves)				
Mère : a une activité professionnelle	0,611	0,681	0,600	0,723
Père : a une activité professionnelle	0,879	0,936	0,879	0,902
<b>Niveau de diplôme des parents</b> (% élèves)				
Mère : aucun diplôme	0,166	0,081	0,115	0,137
Mère : Diplôme = bac ou plus	0,459	0,529	0,571	0,484
Père : Aucun diplôme	0,151	0,082	0,095	0,136
Père : Diplôme = bac ou plus	0,465	0,524	0,574	0,441
<b>Nombre d'enfants</b> (moyenne)	2,47	2,44	2,46	2,286
<b>Nationalité</b> (% des élèves)				
Elève : nationalité française	0,942	0,995	0,978	0,963
Mère : nationalité française	0,893	0,976	0,927	0,926
Père : nationalité française	0,848	0,952	0,886	0,884
<b>Entourage familial</b> (% des élèves)				
Famille biparentale	0,860	0,909	0,817	0,836
Famille biparentale recomposée	0,108	0,066	0,116	0,128
Famille monoparentale	0,024	0,018	0,055	0,032
Autres <sup>(1)</sup>	0,008	0,007	0,012	0,043
<b>Conditions de logement</b> (% des élèves)				
Propriétaire (appartement ou maison)	0,586	0,713	0,571	0,618
Locataire <sup>(2)</sup> (appartement ou maison)	0,236	0,196	0,286	0,211
Locataire HLM	0,171	0,088	0,137	0,164
Autres	0,007	0,004	0,006	0,076
<b>Duree scolarité maternelle</b> (nb années)	3,29	3,41	3,28	3,31
<b>Genre</b> (proportion de filles)	0,497	0,508	0,445	0,514
<b>Semestre de naissance</b> (prop. 1 <sup>er</sup> sem.)	0,502	0,512	0,484	0,498

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : 2,6% des élèves du panel primaire n'ayant fréquenté que des écoles publiques sont issus d'une famille dont la PCS de la personne de référence est "agriculteur". Cette proportion est de 5,5% pour les élèves n'ayant fréquenté que des écoles privées, de 2,1% pour les élèves ayant changé de secteur ("transfuges") et de 2,5% pour les élèves fréquentant une école publique autre que celle

<sup>(1)</sup> La catégorie "autres" comprend les élèves vivant avec une autre personne responsable, dans une famille d'accueil ou dans une institution de la D.D.A.S.S.

<sup>(2)</sup> La catégorie locataire comprend également les bénéficiaires d'un logement de fonction.

### **3.5. Caractéristiques des écoles privées et implantation géographique du secteur privé**

Peu de données sont disponibles concernant les établissements et le contexte de scolarisation des élèves, que ce soit dans le panel primaire ou dans les autres sources de données exploitables. Il est cependant possible de mettre en lumière quelques faits importants quant aux caractéristiques des écoles privées d'une part, et quant à leur situation géographique d'autre part.

#### **3.5.1. Taille des classes et taille des écoles privées**

Parmi les rares caractéristiques sur lesquelles les données disponibles sont à même d'éclairer les différences entre écoles privées et écoles publiques, seules la taille des classes et des écoles peuvent être isolées. Le tableau 3.5 indique qu'à l'inverse du secondaire, la taille des classes dans les écoles privées est tout au long de l'enseignement élémentaire (légèrement) supérieure, de 0,5 élève par classe en moyenne. La taille des classes progresse avec le niveau dans l'élémentaire, d'environ 20,8 élèves de moyenne dans le privé en CP à 22,6 élèves par classe en moyenne en CM2, mais la différence entre privé et public reste quasiment constante. Si les classes sont légèrement plus chargées, les écoles sont elles en moyenne plus petites, de 7 élèves environ.

Ces quelques statistiques permettent de constater que les écoles privées sont relativement proches des écoles publiques pour ce qui est des ressources mesurées (imparfaitement) par la taille des classes. On peut regretter de ne pas disposer de données sur les enseignants qui permettraient de s'interroger sur la présence de différences de qualification ou d'expérience entre les équipes éducatives des deux secteurs.

**Tableau 3.5** : Les caractéristiques des écoles privées et publiques : taille des classes et taille des écoles

	Taille des classes			Effectifs par niveau		
	Public	Privé	Ecart Privé - Public	Public	Privé	Ecart Privé - Public
	(1)	(2)	(2) - (1)	(3)	(4)	(4) - (3)
CP	20,34	20,77	0,44	24,01	21,50	-2,51
<i>s.e.</i>	0,02	0,07	0,07	0,11	0,24	0,27
CE1	21,03	21,62	0,59	23,87	22,05	-1,82
<i>s.e.</i>	0,02	0,07	0,07	0,11	0,24	0,27
CE2	21,82	22,39	0,57	22,77	21,93	-0,85
<i>s.e.</i>	0,02	0,07	0,07	0,11	0,24	0,27
CM1	22,03	22,62	0,59	22,57	21,71	-0,86
<i>s.e.</i>	0,02	0,07	0,07	0,11	0,24	0,27
CM2	22,21	22,62	0,41	22,49	21,71	-0,90
<i>s.e.</i>	0,02	0,07	0,07	0,11	0,24	0,27
Total	21,48	22,00	0,52	115,73	108,90	-6,83
<i>s.e.</i>	0,02	0,06	0,06	0,34	1,40	1,44

Source : Calculs de l'auteur à partir des fichiers administratifs d'écoles primaires 1997-1998 (Enquête n°19, MEN-DEPP)

### **3.5.2. Taille des communes et part du secteur privé**

La part d'élèves scolarisés dans les écoles privées varie avec la taille de la commune ou de l'agglomération. Le tableau 3.6 montre qu'elle est minimale dans les communes rurales (10,7% pour les élèves de CP du panel), puis augmente dans les petites et moyennes agglomérations, culminant dans les communes de moins 10 000 habitants, à 18% des élèves. Dans les agglomérations de plus de 200 000 habitants cependant, la part du privé devient de l'ordre de 14%, et elle est plutôt faible dans l'agglomération parisienne. Il semble ainsi que ce soit dans les communes de taille moyenne que la part des écoles privées soit maximale, quel que soit le critère retenu. Le rapport entre la proportion des élèves ayant effectué l'intégralité de leur scolarité élémentaire dans le privé et la proportion d'élèves scolarisés dans les écoles privées en CP montre que la fidélité au secteur privé varie peu selon les territoires selon la dimension étudiée. Ces résultats sont toutefois difficiles à interpréter, en particulier car ils mêlent effets d'offre (typiquement, les communes rurales sont souvent pourvues d'une seule école communale) et de demande, et s'intéressent à la localisation des établissements et non au lieu de résidence des élèves qui les fréquentent. Enfin, le niveau d'agrégation masque sans doute des phénomènes importants : là encore l'exemple de la région parisienne, où la part du privé varie très fortement selon les départements et même les quartiers, est révélateur à cet égard.

**Tableau 3.6** : La répartition géographique des écoles privées au primaire : part du secteur privé par tranche d'unité urbaine

	Nombre d'élèves (en CP)		Part des écoles privées, par tranche d'unité urbaine		
	Nb. Obs.	% Obs.	Privé en CP	Privé en CM2	Tout privé
Communes rurales	2 415	0,250	0,107	0,112	0,092
Moins de 10 000 habitants	1 268	0,132	0,180	0,191	0,160
Moins de 50 000 habitants	1 172	0,122	0,153	0,200	0,137
Moins de 200 000 habitants	1 301	0,135	0,160	0,202	0,146
Moins de 2 000 000 habitants	1 954	0,203	0,137	0,174	0,123
Agglomération parisienne	1 531	0,159	0,104	0,149	0,100

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : Dans les communes rurales, 9,2% des élèves du panel primaire 1997 n'ont fréquenté au primaire que des écoles privées. 10,7% des élèves de ces communes étaient scolarisés dans le privé en CP, et 11,2% l'étaient en CM2.

### **3.5.3. L'implantation géographique du secteur privé**

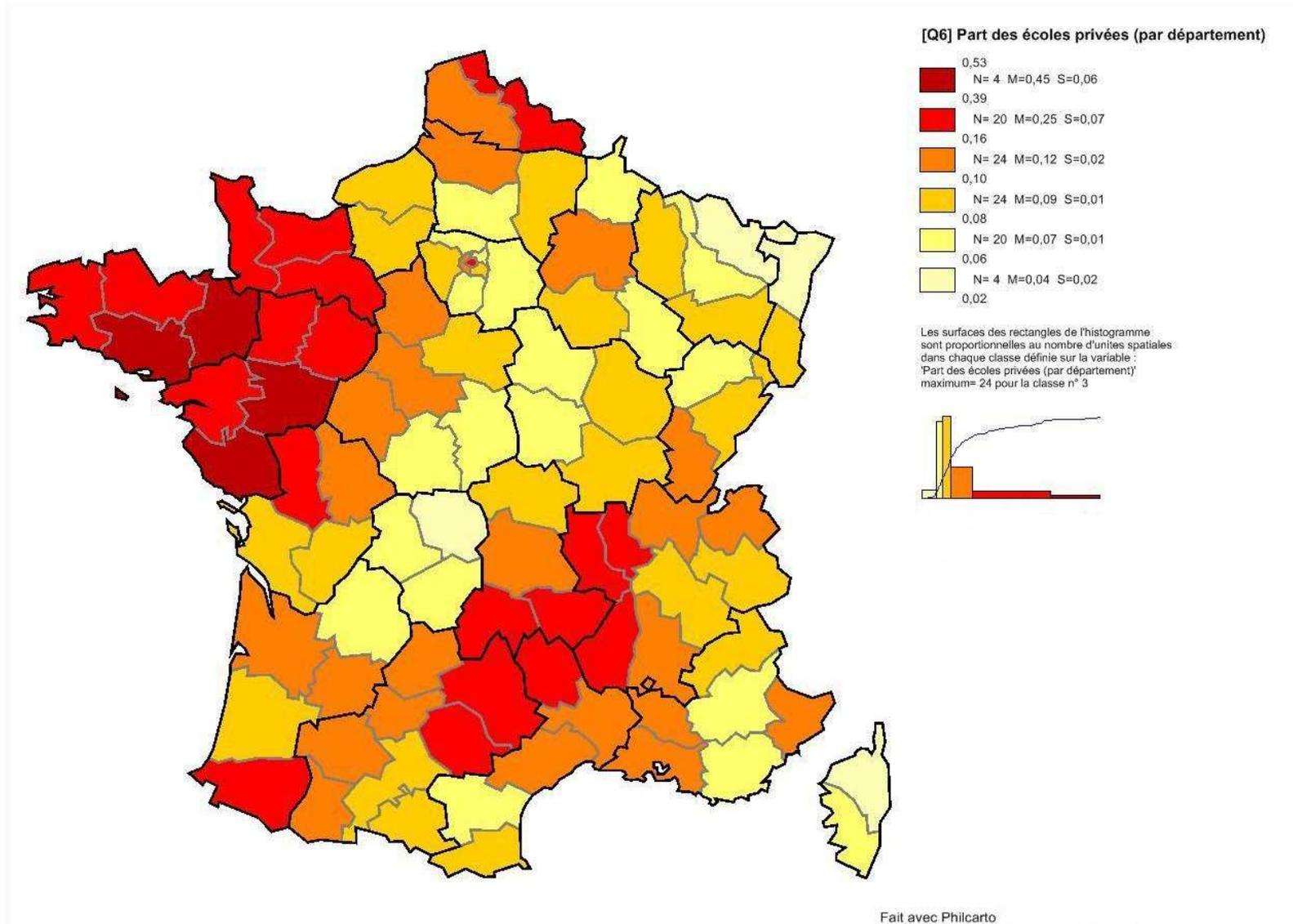
La répartition des élèves du secteur privé est loin d'être uniforme sur le territoire français : le secteur privé, s'il n'est majoritaire que dans un département (la Vendée), attire plus du quart des élèves dans une douzaine de départements, alors qu'à l'autre extrême, il représente moins de 5% des élèves dans de rares départements (cf. tableau C1 en annexe). Le graphique 3.1<sup>112</sup> indique toutefois qu'une majorité de départements se trouvent dans une situation intermédiaire : 72 départements connaissent un taux de scolarisation élémentaire dans le privé inférieur à 15%, et ce taux est compris entre 6% et 14% des élèves pour près de deux tiers des départements. La carte présentée dans le graphique 3.2 permet d'illustrer ces disparités d'implantation. De vastes régions de forte implantation du secteur privé, principalement dans l'Ouest de la France (académies de Rennes et de Nantes en particulier), ainsi qu'au Sud et au Sud-est du Massif central ou, de manière plus localisées, dans le Nord et à Paris existent aux côtés d'une diagonale de faible implantation incluant la plupart des départements du Nord-Est, du centre et du Sud-Ouest, ainsi que d'une présence relativement faible sur les rives de la Méditerranée. Cette implantation paraît recouvrir très largement la carte des pratiques religieuses. Il faut cependant nuancer ce constat par l'histoire du développement du système scolaire sur ces territoires. Prost (2004) note par exemples que des départements très catholiques, comme le Doubs, la Haute-Saône ou les Vosges, connaissent de faibles taux d'implantation du secteur privé : ce sont des terres scolarisées depuis longtemps, où le réseau d'écoles publiques était achevé au moment du développement des écoles privées.

---

<sup>112</sup> Les données mobilisées pour réaliser les graphiques 3.1 et 3.2 sont présentés au tableau C1 en annexe C.



Graphique 3.2 : Carte représentant la part des écoles privées dans l'enseignement élémentaire par département (2002)



### **3.5.4. Implantation locale du secteur privé et profil des élèves**

Si les statistiques au niveau national (cf. infra) indiquent que les écoles privées scolarisent des élèves possédant des caractéristiques en moyenne plus favorables à la réussite scolaire, il convient de nuancer ce constat en considérant les différences de recrutement selon l'implantation locale du secteur privé. Tavan (2004) montre ainsi sur la base du panel secondaire 1989 que les écarts de composition apparaissent beaucoup plus élevés dans les territoires de faible implantation du secteur privé. Les disparités dans l'offre scolaire privée semblent impliquer des différences de recrutement importantes, les écoles privées ne remplissant pas la même fonction dans les territoires de forte et de faible implantation des écoles privées.

Nous avons regroupé les départements en plusieurs catégories, dont les caractéristiques sont données par le tableau 3.7. Ces catégories ont été élaborées d'après la part réelle du privé dans l'enseignement élémentaire, et non d'après la part représentée dans le panel primaire 1997. C'est la part du privé par département, et non par académie, qui a été retenue, le niveau d'agrégation masquant une partie des différences territoriales des choix scolaires.

La séparation en trois catégories de départements<sup>113</sup> selon la part du secteur privé permet de constater plusieurs phénomènes. Tout d'abord, la part du privé entre la première et la dernière année progresse de la même manière dans toutes les catégories en niveau : l'offre locale du privé ne semble pas avoir d'effet sur le nombre d'élèves qui effectuent des transitions d'un secteur à l'autre. D'autre part, le rapport de la proportion d'élèves ayant suivi une scolarité exclusivement dans le privé à la proportion d'élèves scolarisés dans le privé en CP, ou en dernière année, s'avère différent selon l'implantation du privé. Il semble donc que la fidélité au privé soit moindre là où la part du privé est faible, ce qui peut s'expliquer par la présence de discontinuités dans l'offre scolaire privée au niveau local, et se trouve cohérent avec le fait que le privé est un choix de proximité pour une part non négligeable des parents d'élèves du privé<sup>114</sup>.

---

<sup>113</sup> Les catégories ont été construites de sorte qu'il y ait dans chaque catégorie un nombre aussi proche que possible d'élèves scolarisés dans les écoles privées.

<sup>114</sup> Soit pour environ 40% des parents selon Héran (1996).

Tableau 3.7 : Caractéristiques des élèves et implantation locale du secteur privé

Part des écoles privées	Faible	Moyenne	Elevée	Ecart
	(1)	(2)	(3)	(3) - (1)
Part du privé en CP	0,071	0,176	0,420	
Part du privé en CM2	0,097	0,209	0,442	
"Tout privé"	0,053	0,135	0,361	
Nb. obs. (élèves du privé)	[436]	[449]	[413]	
Nb. obs. (total)	[6 096]	[2 554]	[991]	
Caractéristiques des élèves des écoles privées (en CP) :				
<b>PCS du chef de famille</b> (% des élèves)				
Agriculteurs	0,030	0,047	0,070	<b>0,040 ***</b>
Artisans, Commerçants, Chefs d'ent.	0,124	0,129	0,120	-0,004
Cadres et prof. intellectuelles	0,301	0,247	0,127	<b>-0,173 ***</b>
Prof.intermédiaires	0,186	0,180	0,197	0,011
Employés	0,115	0,129	0,087	<b>-0,028 **</b>
Ouvriers	0,227	0,258	0,385	<b>0,158 ***</b>
Sans activité professionnelle	0,018	0,008	0,014	-0,004
<b>PCS "défavorisées"</b> (% des élèves)	0,360	0,396	0,486	<b>0,126 ***</b>
<b>Niveau de diplôme des parents</b> (% élèves)				
Mère : aucun diplôme	0,079	0,093	0,104	<b>0,025 **</b>
Mère : Diplôme = bac ou plus	0,612	0,597	0,433	<b>-0,180 ***</b>
Père : Aucun diplôme	0,094	0,089	0,078	<b>-0,016 *</b>
Père : Diplôme = bac ou plus	0,615	0,590	0,418	<b>-0,196 ***</b>
<b>Nombre d'enfants</b> (moyenne)	2,38	2,49	2,47	<b>0,097 **</b>
<b>Nationalité</b> (% des élèves)				
Elève : nationalité française	0,934	0,957	0,982	<b>0,048 ***</b>
Mère : nationalité française	0,877	0,912	0,942	<b>0,065 ***</b>
Père : nationalité française	0,826	0,859	0,917	<b>0,091 ***</b>
<b>Entourage familial</b> (% des élèves)				
Famille biparentale	0,838	0,842	0,878	<b>0,040 ***</b>
Famille biparentale recomposée	0,120	0,120	0,076	<b>-0,044 ***</b>
Famille monoparentale	0,032	0,027	0,027	-0,005
Autres <sup>(1)</sup>	0,010	0,010	0,019	0,009
<b>Conditions de logement</b> (% des élèves)				
Propriétaire (appartement ou maison)	0,562	0,553	0,676	<b>0,114 ***</b>
Locataire <sup>(2)</sup> (appartement ou maison)	0,248	0,269	0,193	<b>-0,055 ***</b>
Locataire HLM	0,180	0,173	0,130	<b>-0,050 ***</b>
Autres	0,010	0,005	0,001	-0,009
<b>Duree scolarité maternelle</b> (nb années)	3,180	3,410	3,660	<b>0,480 ***</b>
<b>Genre</b> (proportion de filles)	0,493	0,483	0,505	0,012
<b>Semestre de naissance</b> (prop. 1 <sup>er</sup> sem.)	0,502	0,511	0,469	<b>-0,033 *</b>

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : 2,9% des élèves du panel primaire (classes de CP à CM2 confondues) sont issus d'une famille dont la PCS de la personne de référence est "agriculteur". C'est le cas de 2,6% des élèves n'ayant fréquenté au primaire que des écoles publiques, et de 5,5% des élèves n'ayant fréquenté que des écoles privées.

Note : les statistiques présentées ne concernent que les élèves n'ayant pas changé de secteur au cours du primaire.

<sup>(1)</sup> la catégorie "autres" comprend les élèves vivant avec une autre personne responsable, dans une famille d'accueil ou dans une institution de la D.D.A.S.S. <sup>(2)</sup> la catégorie locataire comprend également les bénéficiaires d'un logement de fonction

\*\*\* écart significatif au seuil de 1%, \*\* de 5%, \* de 10%

De manière plus centrale, le tableau 3.7 permet de constater les différences substantielles entre les caractéristiques des élèves du privé dans les zones de faible et de forte implantation du privé. Ainsi dans les territoires de forte implantation des écoles privées, l'étude de la PCS du chef de famille indique que la proportion d'élèves issus d'une famille de cadres est de 17 points inférieure aux territoires de faible implantation, à 12,7%. Réciproquement, la proportion d'ouvriers y est de 16 points inférieure, avec 38,5% d'enfants d'ouvriers contre 22,7% dans les territoires de faible implantation. Le pourcentage d'élèves issus de PCS « défavorisées » permet de résumer cette tendance : elle est de près de 13 points plus élevée dans les territoires de forte implantation, les territoires d'implantation moyenne se trouvant dans une situation intermédiaire. Parmi les différences remarquables dans la suite du tableau 3.7, on notera le fait que le pourcentage de parents diplômés est également très inférieur (de près de 20 points) dans les zones de forte implantation.

Au final, le tableau 3.6 confirme les résultats de Tavan (2004) pour le secondaire. Les écoles privées accueillent des élèves d'autant plus favorisés que leur implantation locale est limitée. De fait, là où l'implantation du secteur privé est la plus forte, la composition sociale se rapproche considérablement de celle des écoles publiques.

### **3.6. Les différences d'aptitudes scolaires à l'entrée en CP entre élèves des écoles privées et des écoles public : analyse sur les données du panel primaire 1997**

Les tableaux 3.8 et 3.9 présentent des statistiques concernant les scores obtenus aux évaluations de CP par les élèves scolarisés en CP dans le secteur privé et dans le secteur public. Il permet ainsi de constater que l'écart brut entre les élèves du privé et du public à ces évaluations est élevé - supérieur à 3 points, soit environ 25% d'un écart-type - et très significatif. Cela correspond, par exemple, à l'écart qui sépare les enfants d'ouvriers des enfants d'employés ou -toujours en termes de PCS des parents- à l'écart entre les enfants de professions intermédiaires et professions intellectuelles. Les différences de composition sociale constatées précédemment se traduisent donc bien par un capital cognitif et des aptitudes scolaires significativement supérieures en début de CP dans le privé.

**Tableau 3.8** : L'écart en CP entre élèves des écoles privées et des écoles publiques selon les caractéristiques des élèves

Secteur en CP	Ensemble	Public	Privé	Ecart privé - public
<b>Score global de CP</b>	68,99	68,57	71,73	<b>3,16 ***</b>
<i>s.d. / s.e.</i>	12,90	13,03	11,66	0,36
[Nb. Obs.]	[9531]	[8260]	[1271]	
<b>PCS du chef de famille</b>				
PCS = favorisée	73,22	73,11	73,75	0,64
<i>s.e.</i>	0,17	0,19	0,42	0,46
PCS = défavorisée	65,58	65,20	68,90	<b>3,69 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,18	0,19	0,50	0,53
<b>Ecart PCS favorisées-défavorisées</b>	7,65	7,90	4,85	<b>-3,05 ***</b>
	0,25	0,27	0,65	0,70
<b>Situation professionnelle des parents</b>				
Mère = a une activité professionnelle	71,34	71,14	72,52	<b>1,38 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,16	0,17	0,37	0,41
Mère = sans activité professionnelle	65,49	64,90	70,18	<b>5,28 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,22	0,24	0,63	0,67
Père = a une activité professionnelle	69,92	69,58	72,03	<b>2,45 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,14	0,15	0,34	0,37
Père = sans activité professionnelle	62,87	62,36	68,44	<b>6,07 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,39	0,41	1,13	1,20
<b>Niveau de diplôme des parents</b>				
Dipl. mère = aucun diplôme	62,08	61,76	65,94	<b>4,19 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,35	0,37	1,19	1,25
Dipl. mère = bac ou +	71,53	71,23	73,24	<b>2,01 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,19	0,21	0,44	0,49
Dipl. père = aucun diplôme	62,92	62,46	67,96	<b>5,51 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,39	0,41	1,20	1,27
Dipl. père = bac ou +	70,65	70,23	73,17	<b>2,94 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,19	0,21	0,44	0,49
<b>Genre de l'élève</b>				
Elève = garçon	68,39	67,92	71,47	<b>3,55 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,19	0,20	0,46	0,50
Elève = fille	69,63	69,26	72,00	<b>2,74 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,19	0,20	0,47	0,51
<b>Semestre de naissance</b>				
Semestre naissance = 1	71,17	70,72	73,96	<b>3,24 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,18	0,20	0,42	0,47
Semestre naissance = 2	66,83	66,47	69,30	<b>2,83 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,19	0,20	0,49	0,53

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves du panel primaire 1997 scolarisés en CP dans une école publique avaient obtenu en moyenne 68,57 points aux évaluations de début de CP. Les élèves scolarisés dans des écoles privées ont, eux, obtenu une moyenne de 71,73 points, soit un écart de 3,16 points, significatif au seuil de 1%. La suite du tableau détaille cette statistique en fonction des caractéristiques sociodémographiques des élèves.

\*\*\* écart significatif au seuil de 1%, \*\* de 5%, \* de 10%

Ces deux tableaux permettent, surtout, de décliner cet écart selon différentes caractéristiques des parents. Le tableau 3.8 conduit ainsi à constater que l'écart est minimal pour les élèves de PCS favorisée, et maximal pour les élèves de PCS défavorisée. De la même manière, cet écart se révèle important (plus de 5 points) et très significatif pour les parents sans activité professionnelle, alors qu'il se trouve nettement plus réduit pour les parents qui déclarent avoir une activité professionnelle. Ce constat se voit également confirmé par l'étude de l'écart selon le diplôme des parents, qui se révèle plus élevé pour les enfants dont les parents n'ont aucun diplôme.

Le tableau 3.9 ventile cet écart entre élèves des écoles privées et des écoles publiques en début de CP selon la PCS de la mère et du père. L'écart apparaît le plus élevé pour les catégories les plus modestes (employés, ouvriers, chômeurs et inactifs) – il est également très significatif pour l'ensemble de ces catégories, que l'on considère la PCS de la mère ou du père. Il s'avère également très élevé pour les enfants d'agriculteurs. Les différences entre élèves scolarisés dans le privé et dans le public se révèlent considérables pour ces catégories socioprofessionnelles. Elles représentent ainsi un tiers d'un écart-type pour les enfants d'ouvriers, et près de la moitié d'un écart-type pour les enfants dont les parents appartiennent à la catégorie « chômeurs et inactifs ».

Inversement, les seules catégories pour lesquelles l'écart entre privé et public est à l'avantage du public concerne les enfants dont les parents appartiennent aux catégories « cadres et professions intellectuelles » et aux professions intermédiaires (qui incluent, par exemple, les professeurs des écoles).

Une des représentations largement répandues concernant l'impact des écoles privées tient au fait que les écoles privées favoriseraient la réussite des élèves les moins favorisés. De fait, les écarts entre catégories socioprofessionnelles sont nettement moindres dans les écoles privées : là où l'écart entre enfants de cadres et enfants d'ouvriers est de 12,5 points dans le public (de l'ordre d'un écart-type), il n'est que de 7 points dans le privé. Mais ces écarts sociaux sont constatés à l'entrée des écoles primaires, dès les évaluations passées en début de CP.

**Tableau 3.9** : L'écart en CP entre élèves des écoles privées et des écoles publiques selon les caractéristiques des élèves

	Ensemble	Public	Privé	Ecart privé - public
<b>Score global de CP</b>	68,99	68,57	71,73	<b>3,16 ***</b>
<i>(s.d. / s.e.)</i>	12,90	13,03	11,66	0,378
[Nb. Obs.]	[9531]	[8260]	[1271]	
<b>PCS de la mère</b>				
Agriculteur	70,37	67,99	75,97	<b>7,98 ***</b>
<i>s.e.</i>	1,29	1,40	2,56	2,71
Artisans, Commerçants	71,06	71,07	71,05	-0,01
<i>s.e.</i>	0,73	0,84	1,44	1,71
Cadres et prof. Intellectuelles supérieures	77,20	77,39	76,25	-1,14
<i>s.e.</i>	0,39	0,43	0,96	1,03
Prof. Intermédiaires	74,17	74,35	73,07	<b>-1,29 *</b>
<i>s.e.</i>	0,26	0,28	0,66	0,73
Employés	69,09	68,77	71,18	<b>2,41 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,23	0,25	0,57	0,67
Ouvriers	65,43	64,88	68,99	<b>4,11 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,49	0,53	1,30	1,43
Chômeurs et inactifs	65,48	64,85	70,55	<b>5,69 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,23	0,24	0,66	0,73
<b>Ecart cadres-ouvriers</b>	11,76	12,52	7,26	<b>-5,25 ***</b>
	0,63	0,68	1,62	1,75
<b>PCS du père</b>				
Agriculteur	71,31	70,35	74,59	<b>4,24 **</b>
<i>s.e.</i>	0,76	0,85	1,58	1,79
Artisans, Commerçants	69,90	69,49	71,86	<b>2,38 **</b>
<i>s.e.</i>	0,39	0,43	0,93	1,02
Cadres et prof. Intellectuelles supérieures	75,75	75,87	75,29	-0,58
<i>s.e.</i>	0,28	0,31	0,64	0,71
Prof. Intermédiaires	72,75	72,83	72,24	-0,59
<i>s.e.</i>	0,28	0,29	0,81	0,86
Employés	68,79	68,62	69,93	1,31
<i>s.e.</i>	0,36	0,39	0,92	1,00
Ouvriers	65,38	64,95	69,18	<b>4,24 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,23	0,24	0,63	0,67
Chômeurs et inactifs	62,91	62,44	68,40	<b>5,96 ***</b>
<i>s.e.</i>	0,50	0,52	1,54	1,63
<b>Ecart cadres-ouvriers</b>	10,38	10,92	6,11	<b>-4,82 ***</b>
	0,36	0,40	0,89	0,98

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves du panel primaire 1997 scolarisés en CP dans une école publique avaient obtenu en moyenne 68,57 points aux évaluations de début de CP. Les élèves scolarisés dans des écoles privées ont, eux, obtenu une moyenne de 71,73 points, soit un écart de 3,16 points, significatif au seuil de 1%. La suite du tableau détaille cette statistique en fonction de la PCS des parents.

\*\*\* écart significatif au seuil de 1%, \*\* de 5%, \* de 10%

Ce que nous apprend l'analyse des données de panel est donc que cet écart réduit résulte simplement un effet de composition, lié aux caractéristiques des élèves qui s'orientent vers les écoles privées. Une interprétation possible tient au fait que les motifs de recours au privé diffèrent selon les catégories sociales. Les enfants d'ouvriers orientés vers les écoles privées possèdent dès l'entrée en CP des aptitudes scolaires significativement supérieures à la moyenne des enfants d'ouvriers, et les enfants de cadres qui ont choisi le privé ont quant à eux des aptitudes scolaires inférieures à la moyenne des enfants de cadres. L'étude des réponses aux questions sur les représentations des parents par rapport à l'éducation de leurs enfants permet de conforter l'hypothèse selon laquelle parmi les catégories modestes, les familles qui choisissent le privé se révèlent en moyenne plus attentives à l'éducation de leurs enfants, qui obtiennent de fait de meilleurs résultats. A l'inverse parmi les familles de cadres, les motifs liés à l'ambition scolaire semblent moins présents, à l'inverse de motifs liés par exemple à la discipline (l'observation du comportement en classe des élèves réalisée dans le cadre du panel permet de confirmer cette hypothèse) qui se trouvent au contraire surreprésentés.

### **3.7. Conclusion**

Les 10 000 écoles et établissements privés français scolarisent une part croissante des élèves tout au long de leur scolarité : ainsi environ 14% des élèves du primaire sont scolarisés dans le privé, contre plus de 20% au lycée. Cette part du secteur privé est restée remarquablement stable depuis 1959, date de la mise en place de la loi Debré qui régit les relations contractuelles entre établissements privés d'éducation et Etat.

Si les écoles privées ne sont pas considérées comme un enseignement à part entière mais comme un acteur associé au service public d'enseignement, les modalités concrètes de leur régulation (large financement par l'Etat, qui accroît la demande pour ces écoles, et absence de soumission à la sectorisation scolaire) les amènent à une situation de concurrence avec les écoles publiques du point de vue du choix des parents. L'association étroite au service public d'enseignement limite les possibilités de différenciation des écoles privées par rapport au secteur public. Le contrat souscrit par ces écoles prévoit le respect d'objectifs pédagogiques similaires ainsi que des programmes de l'enseignement public. Les examens et qualifications requises des enseignants constituent également des caractéristiques communes aux deux secteurs. Les principales différences entre secteurs privé et public,

tiennent au recrutement des enseignants, qui sont choisis par le chef d'établissement dans le cas des écoles privées, et à la possibilité de sélectionner les élèves.

Le cadre juridique stable dans lequel l'Etat encadre assez largement l'activité des établissements privés, est donc tout à fait différent de celui de la majorité des études internationales (notamment nord-américaines), dans lequel les établissements privés sont financés localement et disposent d'une autonomie pédagogique et financière considérable. Cette différence conditionne l'interprétation de l'analyse comparée de l'efficacité des secteurs public et privé en France, présentée au chapitre 4.

Les statistiques et estimations présentées dans l'ensemble des chapitres 3 et 4 reposent sur l'exploitation du panel primaire 1997, représentatif de l'ensemble des écoles primaires publiques et privées sous contrat de France métropolitaine. L'intérêt majeur de ces données réside dans la richesse des variables de contrôles d'une part, et dans la présence d'évaluations de la performance scolaire des élèves à trois moments de leur scolarité (CP, CE2 et sixième), ces deux éléments nous permettant de mesurer l'impact des écoles privées sur la réussite scolaire, de manière plus fine que ne le proposaient les études existantes pour la France.

Des contextes de scolarisation différenciés peuvent attirer des familles et des élèves aux caractéristiques différentes. Il nous a donc semblé important de détailler les variables pouvant expliquer le choix du secteur d'enseignement par les parents. La littérature sociologique relative à cette question semble traversée par une opposition entre motifs « pédagogiques » (recours au secteur privé en cas de difficultés scolaires, de recherche d'un enseignement adapté à certains profils) et motifs « idéologiques » tenant à la recherche de valeurs incarnées par l'école, l'idée d'un affaiblissement des motifs idéologiques étant largement reprise au-delà des milieux de la recherche. Les statistiques présentes dans le panel primaire 1997 n'autorisent pas une étude détaillée du choix du secteur d'enseignement par les parents, mais permettent cependant de jeter un regard sur ces questions. Il semble que les convictions personnelles, la « bonne fréquentation » ou les motifs tenant à la réputation de l'école semblent jouer un rôle important pour les parents dans le choix de l'école de leurs enfants. Les « motifs pédagogiques » (taille des classes, qualité des maîtres) restent largement minoritaires. Il convient néanmoins de relativiser la vision purement stratégique du choix de l'école par les parents, car l'information dont ils disposent sur l'efficacité relative des deux secteurs reste extrêmement fractionnée et assez pauvre (cf. infra).

Si les contextes de scolarisation diffèrent, les différences de profil entre élèves des écoles privées et des écoles publiques apparaissent également particulièrement marquées. Les différences d'origine sociale des élèves ressortent ainsi de manière très significative, les catégories les moins favorisées étant sous représentées dans les écoles privées, et les catégories favorisées plus nombreuses que dans le public. Une part non négligeable des élèves des écoles publiques est de nationalité étrangère, contrairement au secteur privé qui comporte peu d'élèves étrangers ou nés de parents étrangers. Le niveau de diplôme des parents participe également à l'hétérogénéité observée entre élèves du public et du privé, les parents sans diplôme étant beaucoup plus rares dans le privé que dans le public.

Les élèves du secteur privé proviennent donc, en moyenne, de milieux sociaux plus favorisés, et ces différences observables cachent peut-être des clivages plus profonds que les données ne nous permettent pas d'observer statistiquement. Il nous est toutefois impossible de déterminer quelle part de ces différences de profil des élèves est à attribuer à une éventuelle sélection par les établissements, et quelle part revient à une autosélection des familles. Concernant les caractéristiques des écoles, la taille des classes dans les écoles privées est tout au long de l'enseignement élémentaire légèrement supérieure à celle des écoles publiques. De fortes disparités d'implantation géographique sont observées, le secteur privé étant majoritaire ou proche de l'être dans certains départements, et très minoritaire dans un grand nombre de départements. La répartition des élèves entre secteurs public et privé est ainsi loin d'être uniforme sur le territoire français : c'est également dans les communes de taille moyenne que la part des écoles privées est la plus importante, cette proportion étant plus faible dans les zones rurales et les agglomérations.

Au plan national, nous avons montré que les écoles privées scolarisent des élèves possédant des caractéristiques plus favorables à la réussite scolaire que les écoles publiques. Ce constat peut néanmoins être nuancé selon l'intensité de l'implantation locale du secteur privé, des différences substantielles de caractéristiques individuelles des élèves fréquentant les écoles privées apparaissant entre territoires. Ce résultat suggère que les établissements privés ne remplissent pas la même fonction dans les territoires de forte et de faible implantation des écoles privées. Les écoles privées accueillent ainsi des élèves d'autant plus favorisés que l'implantation locale du privé est limitée. De fait, là où l'implantation du secteur privé est la plus forte, la composition sociale se rapproche considérablement de celle des écoles publiques.

L'importance des effets de sélection dans le secteur privé est enfin illustrée par l'analyse des évaluations d'entrée au CP pour les élèves du panel. Les résultats des élèves à ces évaluations montrent que les différences de composition sociale constatées précédemment se traduisent logiquement par de meilleurs résultats en début de CP dans le secteur privé. Les élèves entrant au CP dans des écoles privées semblent ainsi disposer d'un capital cognitif et d'aptitudes scolaires significativement supérieures à leurs homologues des écoles publiques, indépendamment de tout effet réel du secteur lui-même (puisque leur scolarité dans ce secteur n'a pas encore débuté).

Les écarts entre catégories socioprofessionnelles se révèlent nettement moindres dans les écoles privées : ainsi l'écart de résultats entre enfants de cadres et enfants d'ouvriers est presque deux fois plus faible dans le privé que dans le public. Ce résultat est particulièrement frappant : alors que l'écart moyen entre élèves des écoles privées et des écoles publiques est de 3 points environ, il est plus élevé pour les catégories modestes (de 4 points pour les enfants d'ouvriers, de 8 points pour les enfants d'agriculteurs), mais il ressort surtout comme significativement négatif pour les catégories les plus favorisées (de l'ordre de - 1 point pour les enfants de cadres). Ces différences ne constituent pas un effet des écoles privées, mais bien une conséquence de leur recrutement. Ainsi le constat largement répandu d'écarts de réussite scolaire moins élevé dans les écoles privées semble à relativiser au vu des effets de sélection dont peut souffrir.

Cette conclusion appelle ainsi des estimations permettant de contrôler de la meilleure manière possible, de l'ensemble des caractéristiques individuelles observables et inobservables, afin de purger l'écart brut observé dans les résultats scolaires entre élèves du privé et du public, des effets de composition de ces écoles, et donner ainsi une estimation de l'effet propre d'une scolarisation dans le secteur privé comparativement à une scolarisation dans des écoles publiques. Le chapitre 4 tentera de répondre à cette problématique.



# Chapitre 4

## L'impact de la scolarisation dans le secteur privé dans les écoles élémentaires

### 4.1. Introduction

La question de l'impact de la scolarisation dans le secteur privé sur les apprentissages a reçu relativement peu d'attention dans la littérature empirique en France, au regard des sommes investies dans le financement du secteur privé d'une part, et de la place du choix de l'enseignement privé dans le débat public d'autre part. Si les résultats restent rares, c'est aussi que l'estimation de l'efficacité des écoles privées dans le contexte institutionnel français constitue un exercice difficile. Les élèves ne sont pas, comme le chapitre 3 a permis de voir, répartis de manière aléatoire entre établissements publics et privés, et une expérience contrôlée qui rétablirait des conditions de ce type semble difficilement réalisable, étant donnée la nature des groupes de contrôle à mettre en place. Dans l'analyse des différences de résultats entre les élèves scolarisés dans le secteur privé et dans le secteur public -souvent considérés de manière brute dans les classements et comparaisons d'établissements, qui constituent une des rares sources d'information du grand public-, les différences de caractéristiques des élèves doivent être prises en compte pour rendre leurs résultats comparables. Il est possible de rendre compte d'une partie des différences entre les élèves du privé et du public, mais toutes ces différences, notamment celles pertinentes pour expliquer la réussite scolaire, ne sont pas observables statistiquement. La présence de variables cachées, inobservables mais corrélées avec les variables explicatives de l'indicateur de réussite scolaire que l'on cherche à expliquer, implique des biais potentiellement importants dans les estimateurs de moindres carrés ordinaires (OLS). Ainsi, si les variables de contrôle n'incluent pas l'ensemble des différences pertinentes pour la réussite scolaire, la corrélation observée entre l'indicateur de résultat considéré et les variables explicatives

utilisées ne peut être interprétée de manière causale. En particulier, il sera alors impossible d'imputer une différence de résultats entre les élèves scolarisés dans le privé et dans le public au secteur de scolarisation lui-même.

Le premier problème des analyses de ce type est donc de disposer de variables de contrôle suffisamment riches pour pouvoir attribuer la différence observée entre élèves du privé et élèves du public au secteur de scolarisation, et non à des différences non observées entre élèves du privé et du public. De manière plus satisfaisante, la stratégie d'identification peut reposer sur l'utilisation de variables instrumentales : dans l'idéal, si l'on parvient à identifier une (ou plusieurs) variable(s) qui explique(nt) le choix du secteur de scolarisation, mais qui ne soient pas corrélées à l'indicateur de résultat utilisé, il devient possible d'interpréter la corrélation obtenue de manière causale. Bien évidemment, le problème est que des variables qui expliquent la fréquentation du privé mais qui soient en même temps totalement exogènes aux résultats scolaires semblent difficiles à trouver, et les tentatives de fonder une stratégie d'identification sur leur utilisation ont reçu des critiques importantes. Des stratégies basées sur des expériences naturelles, impliquant des variations exogènes de la part des élèves qui fréquentent le secteur privé, ou une répartition due au hasard d'élèves entre les secteurs privé et public liée à des réformes particulières, sont plus convaincantes, mais paraissent aussi plus difficilement applicable dans le contexte institutionnel français, qui se caractérise par sa grande stabilité depuis 1959 et la loi Debré.

L'intérêt majeur des résultats présentés dans le présent chapitre, à défaut de stratégie d'identification plus ambitieuse, provient de la richesse des variables de contrôle mobilisées d'une part, et de la présence d'évaluations de la performance scolaire des élèves à trois moments de leur scolarité (en début de CP, début de CE2 et début de sixième) d'autre part. Nous présenterons donc dans le chapitre 4 des estimations de l'impact du secteur de scolarisation (privé ou public) sur les résultats scolaires en primaire sur la base de régressions de moindres carrés ordinaires (OLS) en tirant partie de la richesse des variables disponibles, qui permettent de capter une partie des éléments souvent considérés comme inobservables dans la plupart des autres recherches sur le secteur privé. Par ailleurs, le présent travail est le premier à notre connaissance à fournir des estimations de l'efficacité comparée des secteurs publics et privés pour le cas des écoles primaires en France.

Dans une deuxième section, nous présentons une brève revue de littérature reprenant les principaux articles traitant de l'efficacité des écoles privées sur données françaises, ainsi que les stratégies d'estimation par variables instrumentales ou expériences naturelles qui ont pu être menées dans la littérature internationale.

Nous présentons ensuite les données utilisées dans une troisième section.

La quatrième section présente les estimations de la différence de résultats aux évaluations de CE2 et de sixième entre élèves scolarisés dans les écoles privées et dans les écoles publiques, discute des potentiels biais résiduels, et détaille les tests de falsification réalisés pour vérifier la validité de nos estimations. L'impact du secteur de scolarisation sur la probabilité de redoublement au cours du primaire est également estimé, constituant ainsi un indicateur de résultat alternatif aux scores d'évaluation.

Nous nous intéressons dans la section 6 aux disparités géographiques de réussite scolaire entre secteurs privé et public selon l'intensité d'implantation du secteur privé.

La section 7 conclut ce chapitre.

## **4.2. Revue de littérature**

### **Résultats pour la France**

Les résultats pour la France restent relativement rares. Langouët et Léger (1991) concluent à l'issue de leur exploitation des données du panel secondaire 1973 à l'existence d'un avantage « incontestablement acquis » pour les élèves scolarisés dans le secteur privé. Plus récemment, Tavan (2001), sur les données du panel secondaire 1989, confirme que la fréquentation du secteur privé est associée à de meilleurs résultats scolaires : les résultats bruts laissent croire à un avantage à une scolarisation dans le privé. En introduisant des variables de contrôle qui rendent compte non seulement des différences de caractéristiques sociodémographiques et de passé scolaire de l'élève, et enfin des différences d'attitude et de comportement des familles (degré de suivi de la scolarité, ambitions, attentes scolaires), Tavan (2001) conclut à une moins grande efficacité du secteur privé dans le secondaire, mais à une plus grande efficacité dans le primaire, sur la base d'une combinaison de plusieurs indicateurs de résultats. Pour le primaire, l'auteur montre que les élèves scolarisés uniquement dans le privé obtiennent des scores aux évaluations de 6<sup>ème</sup> équivalents aux élèves du public, mais en ayant redoublé moins souvent. Au collège, la tendance s'inverse, puisque si les élèves du privé parviennent aussi nombreux en 4<sup>ème</sup> générale, ils mettent plus de temps à y parvenir, du fait de redoublements plus fréquents.

La comparaison de ces travaux souligne l'importance, en l'absence de stratégie d'identification traitant explicitement les biais de sélection, de disposer de variables de

contrôle les plus riches possibles, laissant aussi peu que possible de variables pertinentes pour la réussite scolaire inobservées. En effet les contrôles pour les différences sociales introduits par Langouët et Léger (1991) rendent difficilement compte des différences entre les élèves des écoles privées et des écoles publiques. E. Nauze-Fichet (2004) insiste également sur la nécessité d'isoler « les effets liés à d'autres caractéristiques des élèves [que les différences sociales] ou de leur famille qui peuvent aussi avoir un impact sensible sur la réussite scolaire, ne serait-ce que les aptitudes scolaires initiales en début de trajectoire, ou encore le milieu culturel des familles »<sup>115</sup>. L'exploitation du panel primaire 1997, dont la richesse des variables de contrôle qu'il autorise nous semble constituer un atout important, permet de répondre à cette préoccupation.

### **Littérature internationale**

Sur le plan des méthodes employées, au-delà des régressions OLS, dont les résultats fournissent des indications importantes sur l'efficacité des écoles privées, mais ne peuvent être interprétés sans ambiguïté, le prolongement de cette étude exige de construire une stratégie empirique permettant d'avoir une meilleure identification de l'efficacité réelle des écoles privées.

La plupart des études fiables portant sur les écoles privées dans la littérature internationale exploitent des expériences naturelles permises par des réformes des dispositifs institutionnels et des systèmes éducatifs. Un excellent exemple est fourni par l'article de Angrist et al. (2003), qui exploitent le programme de *vouchers* PACES en Colombie. Ce programme porte sur l'attribution de 125.000 vouchers à des élèves de quartiers défavorisés, attribués par loterie. Ce mode d'attribution permet aux auteurs de disposer d'une expérience naturelle, les perdants de la loterie fournissant un très bon groupe de contrôle. L'absence de tels programmes, et au-delà la stabilité, dans ses grandes lignes, du contexte institutionnel français régissant le secteur privé depuis 1959, semble rendre difficile une exploitation des variations dans les lois encadrant l'activité du secteur privé d'enseignement.

Une deuxième façon d'identifier une source de variation « exogène » de la fréquentation des écoles privées serait d'identifier des sources de variation de la fréquentation des écoles privées qui ne soient pas corrélées avec les déterminants de la réussite scolaire des élèves.

---

<sup>115</sup> Nauze-Fichet, E. Que sait-on des différences entre public et privé ?, *Education et Formations* n°69 (juin 2004) p. 21

De telles stratégies ont été menées dans de nombreux travaux sur données américaines (par exemple, Hoxby (1994) ou Evans et Schwab (1995)) en utilisant comme instruments la proximité des écoles catholiques, l'affiliation ou les pratiques religieuses ou l'interaction des deux. Aux Etats-Unis, environ les deux tiers des écoles privées sont des écoles catholiques. Ce pourcentage est très supérieur en France, autour de 95% au plan national, avec toutefois de fortes disparités régionales (par exemple à Paris, qui présente un taux d'écoles privées non confessionnelles très supérieur à la moyenne nationale). Ces stratégies se sont avérées critiquables, car l'affiliation religieuse n'est pas exogène par rapport aux résultats scolaires d'une part, et car l'implantation des établissements privés n'est pas aléatoire mais fonctions de variables socio-économiques, et est donc corrélé à des déterminants des résultats scolaires d'autre part. Altonji, Taber et Elder (2002) ont notamment montré, sur données américaines, comment les estimateurs obtenus pourraient être biaisés.

Figlio et Stone (2000) peuvent montrer que les écoles privées américaines ont une dépense par élève inférieure aux écoles publiques, ce qui nuance leur constat d'une efficacité inférieure des écoles privés. Disposer d'un indicateur d'efficience des écoles, permettant de savoir à quel coût ce niveau d'efficacité est obtenu dans chacun des secteurs permettrait d'approfondir cette étude de la performance des écoles privées.

Pour ce qui est de la question des effets de la concurrence des écoles privées sur les écoles publiques, des stratégies basées elles aussi sur les variations des pratiques religieuses et de la proximité des écoles privées, pourraient également être utilisées, à la manière de Hoxby (1994). Pour notre étude, une première idée était d'exploiter les variations effets d'offre scolaire dans le temps, avec la création et la disparition des établissements, par département ou par académie. Dans la mesure où l'ouverture d'écoles privées dépend en partie de contraintes administratives, l'offre scolaire locale peut être vue comme partiellement exogène par rapport à la demande locale pour les écoles privées, de sorte qu'il semble possible d'exploiter ces variations, pour examiner l'effet de la concurrence des écoles privées sur les résultats des écoles publiques. Cette stratégie n'a pas pu pour l'instant être menée à bien, faute de réunir les données par académie sur les résultats aux évaluations de CE2<sup>116</sup>. Parallèlement à la recherche de stratégies empiriques plus satisfaisantes permettant de confirmer nos conclusions quant à l'efficacité des écoles privées elles-

---

<sup>116</sup> Depuis la mise en place des évaluations de CE2 en 1989, chaque année les résultats d'un échantillon représentatif d'élèves est étudié, avec notamment une ventilation au niveau régional, qui a alimenté par exemple la publication Géographie de l'école jusqu'en 1997, pour connaître les disparités territoriales de réussite scolaire au primaire. Depuis 1998 cependant, une grève administrative des directeurs d'écoles primaires fait obstacle à la remontée des résultats au niveau régional.

mêmes, une partie importante du travail à venir sur ces questions concernera donc l'évaluation de l'impact de la concurrence des écoles privées sur les écoles publiques.

### **4.3. Données**

Les données utilisées sont celles du panel primaire 1997, décrites en détail au chapitre 1. L'intérêt majeur de ces données réside dans la richesse des données utilisables comme variables de contrôles d'une part, et dans la présence d'évaluations de la performance scolaire des élèves à trois points du temps (en début de CP, début de CE2 et début de sixième) d'autre part. Les indicateurs de résultat mobilisés seront les résultats aux évaluations de CE2 et de sixième. Ces évaluations n'ont certes pas pour but premier d'être analysés afin d'évaluer l'efficacité d'un enseignement. Si elles ont avant tout un objectif pédagogique, permettant d'apprécier les capacités des élèves et leurs « difficultés à s'adapter aux exigences et aux types de travail nécessaires pour suivre avec profit les enseignements du cycle dans lequel ils s'engagent » afin d'aider les enseignants à adapter leurs apprentissages, elles procèdent en mesurant « les acquis antérieurs des élèves » (Ministère de l'Éducation Nationale, 2000). Il semble donc possible d'utiliser les résultats de ces évaluations standardisées comme un indicateur de réussite scolaire, qui présente l'avantage, par rapport à des variables comme le redoublement ou des variables liées à l'accès à un niveau ou à une filière particulière, de concerner tous les élèves, et d'être indépendant des pratiques liées à des établissements ou à un secteur, en ce qui concerne la politique d'orientation ou de redoublement par exemple.

Les régressions suivantes exploitent les résultats des élèves du panel aux épreuves nationales d'évaluation de CE2, recueillis en 1999 et 2000, et de sixième, recueillis en 2002 et 2003. Ces évaluations concernent l'ensemble des élèves du public et du privé, de manière continue depuis 1989. Les élèves n'ayant pas redoublé ont passé ces évaluations à la rentrée 1999 et 2002 respectivement, ceux ayant redoublé une fois y ont été soumis en 2000 et 2003<sup>117</sup>.

---

<sup>117</sup> Parmi les élèves du panel, il semble que 53 élèves (soit 0,59% de l'effectif total) soient toujours en CE1 à la rentrée 1999-2000. La faiblesse de cette proportion justifie que l'on n'ait pas retenu les résultats de ces élèves aux évaluations à leur entrée en CE2, en 2001. On peut noter au passage que cet état de fait informe sur l'application des directives relatives au redoublement : cette proportion devrait théoriquement être nulle, la mise en place des cycles interdisant en principe de faire redoubler un élève à deux reprises au cours du même cycle - en l'occurrence le « cycle des apprentissages fondamentaux », qui, amorcé en grande section de l'école maternelle, se poursuit au CP et se termine à la fin du CE1.

Ces évaluations se composent d'une épreuve de français<sup>118</sup> et d'une épreuve de mathématiques<sup>119</sup>. Les résultats peuvent être analysés à plusieurs niveaux d'agrégation : ainsi pour les évaluations de CE2, 388 variables retracent les résultats par item, qui sont rassemblés en groupes d'item. Les deux variables les plus agrégées sont celles du résultat aux épreuves de français et de mathématiques.

#### **4.4. La fréquentation du secteur privé assure-t-elle de meilleurs acquis scolaires ?**

La question centrale de ce chapitre consiste à isoler ce qui, dans la différence de performance scolaire entre élèves des écoles privées et des écoles publiques, provient de la contribution respective des établissements des deux secteurs. La difficulté tient au fait que la fréquentation du secteur privé, comme nous l'avons vu au chapitre 3, est très corrélée aux caractéristiques des élèves.

On ne retiendra dans ces analyses que les élèves ayant effectué toute leur scolarité dans le même secteur, afin de ne pas confondre l'effet de la scolarisation dans le secteur privé avec de potentiels effets de la mobilité entre secteurs et entre écoles. En effet, les élèves ayant changé de secteur ont connu davantage de changements d'écoles au cours de leur scolarité élémentaire, et cette mobilité est en elle-même susceptible d'avoir un effet sur les performances des élèves<sup>120</sup>. Le passage du secteur public au secteur privé entre le CP et le CE1 pour les non-redoublants concerne soit 1,46% des élèves du public en CP dans le panel primaire 1997 (soit 119 élèves), alors que le passage du secteur privé au secteur public concerne 5,45% des élèves (soit 70 élèves). Les proportions de mobilité sectorielle dans les deux sens restent d'un ordre comparable à l'occasion des niveaux suivants (cf. tableau 3.7). Ce sont donc 514 élèves du panel ayant changé de secteur entre le CP et le CM2 qui seront exclus de cette analyse.

---

<sup>118</sup> Epreuve de français de CE2 : compréhension, outils de la langue, production de l'écrit.

<sup>119</sup> Epreuve de mathématiques de CE2 : géométrie, mesure, numération, problèmes.

<sup>120</sup> Voir par exemple Hanushek, Kain et Rivkin (2004). Les auteurs distinguent l'effet potentiel de l'amélioration de la qualité des écoles fréquentées liée au choix d'une nouvelle école (cet effet est supposé positif par référence au modèle de Tiebout (1956)) et l'effet disruptif du changement d'école pour l'élève. Il apparaît que ce second effet domine pour les élèves concernés, l'impact de la mobilité estimé par les auteurs s'avérant négatif. Cet effet négatif est par ailleurs maximal pour les élèves d'origine défavorisée. Machin, Telhaj et Wilson (2006) montrent par ailleurs pour l'Angleterre que les élèves mobiles rejoignent en moyenne des établissements dont la performance moyenne des élèves est supérieure. Ce résultat n'est cependant valable que pour les élèves d'origine favorisée. Les auteurs montrent enfin que les élèves changeant d'école ont davantage de chances d'être issu d'un milieu socialement défavorisé et de présenter une performance scolaire passée significativement inférieure aux élèves ne changeant pas d'école.

#### **4.4.1. L'impact de la scolarisation dans les écoles privées - estimations OLS pour l'ensemble du primaire**

La relation estimée est la suivante, où le score  $y$  de l'individu  $i$  dans l'école  $s$  et la classe  $c$  est donné par l'équation suivante :

$$y_{is} = \alpha + \beta_p P_s + \beta_x X_i + \beta_z Z_s + \varepsilon_{is}$$

où  $y_{is}$  est le score de l'élève  $i$  dans l'école  $s$ ,  $P_s$  est une variable indicatrice du secteur de l'école fréquentée par l'élève au cours de l'école élémentaire (égale à 1 si l'élève fréquente le secteur privé tout au long de sa scolarité élémentaire, 0 s'il fréquente le secteur public au cours de la même période),  $X_i$  est un vecteur de caractéristiques de l'élève,  $Z_s$  un vecteur de caractéristiques de l'établissement fréquenté, et  $\varepsilon_{is}$  le terme d'erreur.

Le coefficient associé à la variable de secteur  $\beta_p$  est le paramètre d'intérêt. Le secteur de scolarisation de l'élève étant une variable indicatrice, il s'interprète simplement comme l'écart moyen de score entre les élèves scolarisés dans le secteur privé au primaire et ceux scolarisés dans le secteur public.

Le tableau 4.1 présente les résultats de l'estimation de ce modèle de base.

La première régression, sans contrôle, indique un écart de score global aux évaluations de sixième entre les élèves ayant connu une scolarisation primaire uniquement dans le privé et uniquement dans le public de 2,43 points (colonne 1). Cet écart, très significatif, est toutefois moins important que celui qui sépare les élèves du privé et du public à l'entrée du primaire (cf. tableau 3.10 : cet écart était en CP de 3,2 points, avec un écart-type de l'indicateur de résultat inférieur). L'ampleur de cet écart n'est pas anodine : il représente près d'un quart de l'écart de réussite scolaire entre élèves de PCS favorisées et de PCS défavorisées aux évaluations de sixième (qui est de 10,2 points, cf. tableau 1.1 au chapitre 1). Cet écart possède uniquement un intérêt descriptif, et son interprétation en terme d'efficacité des écoles privées est impossible : il est causé à la fois par l'impact de la scolarisation dans les écoles privées et aux différences de caractéristiques entre les élèves des deux secteurs.

#### **Meilleures écoles, ou meilleurs élèves ?**

Les élèves des écoles privées présentent en effet des caractéristiques plus favorables à la réussite scolaire que ceux des écoles publiques, comme le montrent les statistiques

descriptives présentées au chapitre 3. L'introduction comme variable de contrôle des caractéristiques sociodémographiques des élèves (cf. description des variables dans les commentaires du tableau) rend le coefficient estimé négatif, mais non significativement différent de zéro (colonne 2). Les différences d'origine socioprofessionnelle des élèves du privé et du public pèsent largement sur l'écart brut de résultats observé, puisqu'en introduisant ces variables successivement, la prise en compte des variables professionnelles (PCS des parents et situation sur le marché du travail) suffit à annuler cet écart. Les différences de niveau d'éducation sont également un des principaux facteurs explicatifs de cet écart brut : l'introduction du niveau de diplôme atteint par l'un des deux parents comme variable de contrôle rend cet écart négatif et non significatif. Au total, la prise en compte de l'ensemble des différences sociodémographiques entre élèves des écoles privées et des écoles publiques amène donc à annuler, voire à renverser le signe de l'écart entre élèves des deux secteurs : l'écart brut de 2,5 points environ est totalement expliqué par des différences d'origine sociale des parents (tableau 4.1, colonne 2).

Les élèves des écoles privées présentent en effet des caractéristiques plus favorables à la réussite scolaire, comme le montrent les statistiques descriptives mises en évidence au chapitre 3. L'introduction des variables sociodémographiques rend le coefficient estimé négatif, mais non significativement différent de zéro (colonne 2). Les différences d'origine socioprofessionnelle des élèves du privé et du public pèsent largement sur l'écart brut de résultats observé, puisqu'en introduisant ces variables successivement, la prise en compte des variables professionnelles (PCS des parents et situation sur le marché du travail) suffit à annuler cet écart. Les différences de niveau d'éducation sont également un des principaux facteurs explicatifs de cet écart brut : l'introduction du niveau de diplôme atteint par l'un des deux parents comme variable de contrôle rend cet écart négatif et non significatif. Au total, la prise en compte de l'ensemble des différences sociodémographiques entre élèves des écoles privées et des écoles publiques amène donc à annuler, voire à renverser le signe de l'écart entre élèves des deux secteurs : l'écart brut de 2,5 points environ est totalement expliqué par des différences d'origine sociale des parents (tableau 4.1, colonne 2).

Le panel primaire 1997 présente l'avantage de permettre l'utilisation de variables de contrôle assez riches quant aux capacités cognitives de l'élève à son entrée à l'école élémentaire, notamment grâce à la mise en place de l'évaluation de CP pour les élèves du panel. De même, la prise en compte de ces différences de niveau des élèves à l'entrée au CP (score aux évaluations de CP et variables concernant le parcours scolaire en maternelle

et au primaire) suffit à annuler cette différence, lorsque ces variables sont introduites seules. Lorsque l'on combine ces deux catégories de contrôles (variables sociodémographiques et score à l'entrée en CP), la différence de score devient significative à l'avantage des élèves scolarisés dans des établissements publics, le coefficient associé à la fréquentation d'une école privée étant égal à -1,1 (significatif au seuil de 5%).

La prise en compte de facteurs liés au contexte de scolarisation (caractéristiques des établissements et des classes - cf. commentaires du tableau 4.1 pour le détail des variables utilisées) rend cette différence légèrement plus importante (-1,24 points) et plus significative encore (colonne 6). L'introduction progressive des variables de contrôle permet de mieux rendre compte des différences entre élèves du privé et du public qui expliquent la différence de score initiale à l'avantage du secteur privé.

Le panel fournit assez peu d'informations sur les inputs éducatifs, et plus généralement sur les ressources dont disposent les différents établissements. Il renseigne cependant sur l'encadrement des élèves en donnant le nombre d'élèves par classe. Les classes sont légèrement plus grandes dans le privé au primaire, d'environ 0,5 élève par classe en moyenne (cf. tableau 3.3). Ces différences apparaissent mineures, mais l'impact de la taille des classes fréquentées au primaire semble important (cf. chapitre 2), de l'ordre de -0,4 points par élève supplémentaire. De fait, l'introduction de la taille des classes fréquentées par l'élève en CP et en CE1 réduit l'écart entre public et privé dans les proportions attendues – sans toutefois que la différence avec le stade précédent de la régression soit significative. La dernière série de contrôles concerne les établissements dans lesquels sont scolarisés les élèves. L'impact d'une scolarisation dans le privé pouvant varier selon le territoire d'implantation du secteur privé et l'environnement de l'établissement, on introduit dans le modèle des variables indiquant le département où se situe l'établissement, « la tranche d'unité urbaine » (territoire rural ou urbain et taille de la commune), ainsi que le classement en ZEP ou non de l'établissement. L'écart estimé, en faveur du public, une fois ces différences prises en compte, devient légèrement important (1,25 point environ) et très significatif.

**Tableau 4.1** : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées au primaire - estimations OLS

	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de 6 <sup>ème</sup> , maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne (s.d.)								
				69,32 (15,79)			58,54 (16,67)	79,78 (17,62)
Ecart privé - public (s.e.)	<b>2,43 ***</b> (0,572)	-0,433 (0,540)	-0,224 (0,565)	-0,338 (0,365)	<b>- 1,10 **</b> (0,553)	<b>- 1,24 ***</b> (0,387)	<b>- 1,62 ***</b> (0,453)	<b>- 0,821 *</b> (0,476)
Variables sociodémographiques	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire de l'élève	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,003	0,241	0,091	0,612	0,251	0,632	0,545	0,561
N. Obs.	6 659	5 232	6 659	5 831	5 232	4 668	4 726	4 700

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves scolarisés dans les écoles privées du CP au CM2 ont un score moyen aux évaluations de sixième qui est supérieur de 2,43 points aux élèves scolarisés dans les écoles publiques tout au long du primaire (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données, la fréquentation du secteur privé au cours de cette période est associée à un score inférieur de 1,24 point aux évaluations de sixième (colonne 6).

Les variables de contrôle sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, la nationalité, le genre, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie, l'entourage familial (avec qui vit l'élève) et les conditions de logement.

Les variables de contrôle sur le contexte de scolarisation portent les établissements (académie, tranche d'unité urbaine, statut d'éducation prioritaire) et les classes (taille des classes, indicatrice de cours multiple) fréquentés par l'élève du CP au CM2.

Les variables de contrôle concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle et les scores obtenus aux évaluations de début de CP et de CE2.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

**Note** : Les élèves concernés par ces régressions n'ont pas connu de changement de secteur au cours de leur scolarité élémentaire.

La comparaison de l'ampleur des effets avec l'impact de diverses ressources éducatives nécessite de rapporter l'impact estimé à l'écart-type de l'indicateur de résultat. L'effet ainsi estimé (tableau 4.1, colonne 6) représente environ 8% d'un écart type. De manière plus parlante, et pour rapprocher ce résultat des estimations obtenues pour l'impact de la taille des classes, l'effet de la scolarisation dans le secteur privé relativement au secteur public correspond à l'impact d'une hausse de taille de classe de 3 élèves<sup>121</sup>.

On peut enfin considérer l'effet du secteur de scolarisation aux évaluations de sixième par matière (colonnes 7 et 8). Seule la spécification finale est reportée dans le tableau 4.1. L'écart brut entre élèves des écoles privées et des écoles publiques se révèle plus élevé en français qu'en mathématiques - il s'élève respectivement à 2,99 et 1,85 points (chiffre non reporté dans le tableau 4.1). L'introduction successive des variables de contrôles affecte les coefficients estimés dans les deux matières selon un schéma proche de celui constaté pour la note moyenne. Au final dans la spécification présentée dans les colonnes 7 et 8, l'écart privé – public reste peu significatif pour le français. Cet écart est nettement plus significatif en mathématiques, où son ampleur est environ du double (-1,6 points contre -0,8 en français). Là encore, il est difficile à ce stade d'attribuer ces écarts à des différences de modes d'enseignement ou au fait, par exemple, que les épreuves de français sont simplement plus discriminantes socialement, toutes les différences entre élèves des écoles privées et publiques n'étant pas nécessairement reflétées dans les variables de contrôle.

#### **4.4.2. L'impact différentiel CP-CE1 / CE2-CM2**

La présence dans le panel primaire 1997 d'évaluations à trois moments de la scolarité élémentaire de l'élève (en début de CP, de CE2 et de sixième) permet d'estimer séparément le coefficient associé à la fréquentation du secteur privé dans les deux premiers niveaux de l'enseignement élémentaire et dans les trois derniers.

Le tableau 4.2 présente les résultats obtenus sur les résultats en début de CE2. L'effet estimé du secteur privé dans la spécification la plus complète (cf. colonne 6), s'il est de signe négatif, n'est pas significativement différent de 0. Une interprétation possible de ce

---

<sup>121</sup> Si l'on retient pour l'impact de la taille des classes l'effet moyen sur l'ensemble des élèves estimé en CE2 – les estimations de CM2 étant peu fiables du fait de l'impossibilité d'appliquer à ce niveau la méthode fondée sur les seuils d'ouverture et de fermeture de classe.

résultat est que l'impact que nous identifions est cumulatif, et dépend donc du nombre d'années passées dans un secteur.

De manière complémentaire, le tableau 4.3 présente les résultats obtenus sur les résultats en début de CE2. Ces résultats sont logiquement très proches des estimations pour l'ensemble du primaire (cf. tableau 4.1), la plupart des élèves ayant fréquenté le secteur privé entre le CE2 et le CM2 ayant également été scolarisés dans ce secteur en CP et en CE1.

L'interprétation quant à la validité de ces résultats dépend du jugement porté sur les variables de contrôle utilisées. Elles permettent de prendre en compte de nombreux facteurs de réussite scolaire, en particulier en ce qui concerne les différences d'aptitudes scolaires à l'entrée en CP, dont on a pu noter l'importance. Pour autant, le choix du privé par les parents cache sans doute des différences plus profondes, ce qui implique qu'il est difficile d'affirmer que les estimations obtenues ne souffrent pas de biais. Si les variables cachées associées à la fréquentation du secteur privé sont favorables à la réussite scolaire (par exemple, le fait que les parents soient en moyenne plus ambitieux, ou plus attentifs quant à la réussite scolaire des enfants), alors les estimateurs sont biaisés en faveur des élèves du secteur privé, et l'impact réel de la scolarisation dans le secteur privé est plus négatif encore que ne l'indiquent les estimateurs obtenus ici. Si au contraire ces inobservables sont défavorables à la réussite scolaire (problèmes de comportement des élèves que les parents espèrent régler par un encadrement plus strict<sup>122</sup>, par exemple), alors les estimateurs sous-estiment l'impact réel du secteur privé, qui est moins négatif que ce qu'indiquent nos résultats.

---

<sup>122</sup> La question n'est pas, ici, que l'encadrement soit ou ne soit pas plus strict dans les faits, mais que cela soit une motivation des parents pour choisir le secteur privé, associée par exemple à la crainte de problèmes de discipline.

**Tableau 4.2** : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées en CP et en CE1 - estimations OLS

	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de CE2, maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne (s.d.)			67,35 (14,37)				66,56 (15,15)	68,13 (15,40)
Ecart privé - public (s.e.)	<b>2,06 ***</b> (0,495)	-0,282 (0,478)	0,483 (0,494)	0,035 (0,378)	-0,359 (0,485)	-0,577 (0,399)	<b>- 1,14 ***</b> (0,440)	- 0,010 (0,447)
Variables sociodémographiques	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire de l'élève	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,002	0,199	0,054	0,432	0,209	0,471	0,423	0,429
N. Obs.	6 923	5 508	6 916	6 852	5 503	5 459	5 461	5 459

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves scolarisés dans les écoles privées en CP et en CE1 ont un score moyen aux évaluations de CE2 qui est supérieur de 2,06 points aux élèves scolarisés dans les écoles publiques en CP et en CE1 (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données, la fréquentation du secteur privé au cours de cette période est associée à un score inférieur de 0,577 point aux évaluations de début de CE2 (colonne 6).

Les variables de contrôle sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, la nationalité, le genre, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie, l'entourage familial (avec qui vit l'élève) et les conditions de logement.

Les variables de contrôle sur le contexte de scolarisation portent les établissements (académie, tranche d'unité urbaine, statut d'éducation prioritaire) et les classes (taille des classes, indicatrice de cours multiple) fréquentés par l'élève en CP et en CE1.

Les variables de contrôle concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle et les scores obtenus aux évaluations de début de CP.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

**Note** : Les élèves concernés par ces régressions n'ont pas connu de changement de secteur avant la fin de la classe de CE1.

**Tableau 4.3** : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées du CE2 au CM2 - estimations OLS

	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de 6 <sup>ème</sup> , maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne (s.d.)							58,63 (16,63)	79,80 (17,61)
			69,27 (15,79)					
Ecart privé - public (s.e.)	<b>2,00 ***</b> (0,540)	-0,714 (0,517)	-0,030 (0,534)	-0,105 (0,351)	<b>- 1,20 **</b> (0,526)	<b>- 1,21 ***</b> (0,374)	<b>- 1,67 ***</b> (0,438)	- 0,700 (0,461)
Variables sociodémographiques	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire de l'élève	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,002	0,240	0,072	0,612	0,249	0,638	0,545	0,561
N. Obs.	6 857	5 359	6 852	5 947	5 355	4 748	4 812	4 785

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves scolarisés dans les écoles privées du CE2 au CM2 ont un score moyen aux évaluations de sixième qui est supérieur de 2,00 points aux élèves scolarisés dans les écoles publiques tout au long du primaire (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données, la fréquentation du secteur privé au cours de cette période est associée à un score inférieur de 1,21 points aux évaluations de sixième (colonne 6).

Les variables de contrôle sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, la nationalité, le genre, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie, l'entourage familial (avec qui vit l'élève) et les conditions de logement.

Les variables de contrôle sur le contexte de scolarisation portent les établissements (académie, tranche d'unité urbaine, statut d'éducation prioritaire) et les classes (taille des classes, indicatrice de cours multiple) fréquentés par l'élève du CE2 au CM2.

Les variables de contrôle concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle et les scores obtenus aux évaluations de début de CP et de CE2.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

**Note** : Les élèves concernés par ces régressions n'ont pas connu de changement de secteur du CE2 à la fin de la scolarité élémentaire.

#### **4.4.3 Biais de sélection et extensions du modèle : variables comportementales des enfants, représentations et implication des parents**

Les biais potentiels que comportent les estimateurs présentés pourraient être, comme évoqué plus haut, associés à des différences d'attentes par rapport à l'école, d'ambition et d'implication entre les parents d'élèves des deux secteurs, ainsi qu'à des différences de comportement des enfants (les différences de capacités cognitives étant déjà prises en compte). L'introduction de variables reflétant ces différences modifie peu les résultats obtenus peut fournir des indications quant à la fiabilité de nos résultats.

Tout d'abord, nous introduirons des variables rendant compte des comportements et attitudes de l'élève en classe. On peut espérer que ces variables captent une partie de l'endogénéité du choix des parents. Ainsi, si le fait de scolariser un enfant dans le privé reflète un problème de discipline ou de comportement, on peut penser que de telles variables permettront de contrôler une part de cet effet. Ces variables comportementales, renseignées par les enseignants à partir de l'observation du comportement en classe des élèves, permettent « d'apprécier des comportements, des capacités et des compétences à l'entrée du cours préparatoire qui ne peuvent être mesurées dans le cadre d'épreuves écrites : capacité d'expression verbale, intégration à la classe, autonomie, rapidité dans l'exécution des tâches etc... »<sup>123</sup>. Ainsi elles reflètent des facteurs qui pèsent sur la réussite scolaire des élèves mais ne se traduisaient sans doute pas dans les scores aux évaluations de CP.

L'ajout de ces variables permet donc de compléter les contrôles sur les caractéristiques de l'élève en début de trajectoire, et d'adjoindre au capital socio-cognitif mesuré par le score aux évaluations de CP une mesure des aptitudes scolaires au plan comportemental de l'élève, dont il y a quelques raisons de penser qu'elles peuvent différer entre les secteurs. La nature des variables introduites est présentée dans l'annexe 1. De fait, l'introduction de ces variables confirme l'hypothèse émise plus haut, et réduit l'écart entre élèves du public et du privé, qui reste toutefois supérieur à 1 point, mais n'est plus significatif qu'au seuil de 5% (tableau 4.4).

---

<sup>123</sup> Documentation du panel d'élèves du premier degré, Dominique Cabourdin et Sophie O'Prey, p.14.

**Tableau 4.4** : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées, implication des parents et comportement des élèves - estimations OLS

	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de 6 <sup>ème</sup> )							Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Moyenne (s.d.)				69,32 (15,79)				58,54 (16,67)	79,78 (17,62)
Ecart privé - public (s.e.)	<b>2,43 ***</b> (0,572)	<b>- 1,24 ***</b> (0,387)	<b>1,10 *</b> (0,654)	<b>1,86 ***</b> (0,497)	<b>- 1,37 ***</b> (0,457)	<b>- 1,09 ***</b> (0,391)	<b>- 1,18 ***</b> (0,472)	<b>- 1,53 ***</b> (0,554)	- 0,774 (0,586)
Variables sociodémographiques, contexte et passé scolaire	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Implication et représentations des parents	Non	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Comportement en classe de l'élève	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,003	0,632	0,141	0,289	0,646	0,647	0,656	0,541	0,560
N. Obs.	6 659	4 668	3 732	6 331	3239	4465	2907	2 948	2 925

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : Les élèves scolarisés dans les écoles privées du CP au CM2 ont un score moyen aux évaluations de sixième qui est supérieur de 2,43 points aux élèves scolarisés dans les écoles publiques tout au long du primaire (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données, la fréquentation du secteur privé au cours de cette période est associée à un score inférieur de 1,18 point aux évaluations de sixième (colonne 7).

Les variables de contrôle sociodémographiques, de contexte et de passé scolaire sont similaires à la spécification la plus complète (colonne 6) des tableaux 4.1, 4.2 et 4.3.

Les variables concernant les représentations et l'implication des parents par rapport à la scolarité de leurs enfants sont issues du questionnaire "parents" du panel primaire 1997. Les questions exploitées sont relatives aux conceptions des parents par rapport au rôle de l'enseignant, aux impressions gardées à l'issue de leur scolarité personnelle, à leur interprétation des apports de l'école maternelle à la scolarité de leur enfant, à l'interprétation qu'ils donnent à d'éventuelles difficultés scolaires lorsqu'elles surviennent, à l'aide au travail scolaire à la maison, ainsi qu'aux motifs pour lesquels ils souhaitent rencontrer les enseignants de leur(s) enfant(s), le cas échéant (variables c71, c72, c73, c74, c75, c76, c12, c181, c182, c183, c184, c185, a15m, b51 et c101).

Les variables sur le comportement en classe de l'élève sont issues de l'interrogation des enseignants. Elles se basent sur l'observation du comportement au quotidien des enfants, et fournissent l'appréciation des enseignants sur la confiance en lui de l'élève en lui lors des activités scolaires, d'éventuels échecs de l'élève par excès de confiance en lui, la capacité de l'élève à une attention régulière, la participation active de l'élève lors d'un travail de groupe, la rapidité de l'élève dans l'exécution d'une tâche, l'efficacité de l'élève dans l'exécution d'une tâche, le degré d'autonomie de l'élève, l'aisance de l'élève dans les activités mettant en jeu la maîtrise des gestes, la fatigue de l'élève pendant les activités scolaires, la participation active de l'élève à la conversation scolaire, l'intervention à bon escient de l'élève dans la conversation scolaire, l'anticipation et organisation de l'élève dans l'exécution d'une tâche, et la bonne intégration de l'élève parmi les enfants de la classe.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

Note : Les élèves concernés par ces régressions n'ont pas connu de changement de secteur au cours de leur scolarité élémentaire.

Au-delà de ces contrôles « comportementaux », il peut être profitable d'y ajouter, à l'image des variables de contrôle utilisées par C. Tavan (2004), des variables reflétant les attitudes des parents par rapport à l'école et leur implication dans la scolarité de leurs enfants<sup>124</sup>. Dans le cas du panel primaire 1997, il est difficile de construire de telles variables qui ne soient pas ambiguës, par exemple du fait de la formulation retenue dans le questionnaire aux familles. Il est en outre possible que de telles variables soient endogènes par rapport aux résultats scolaires, surtout pour ce qui est de l'implication des parents dans la scolarité des enfants. Cependant, comme le notent de nombreux auteurs, l'ambition des parents pour la réussite scolaire de leurs enfants est un déterminant important de la scolarisation dans le privé pour certains parents, et cette différence est elle aussi susceptible de biaiser les estimateurs obtenus précédemment.

Le tableau 4.4 montre que l'introduction de ces variables modifie légèrement le coefficient obtenu, pas de manière significative toutefois. Si les variables choisies reflètent effectivement l'ambition et l'implication des parents, l'hypothèse selon laquelle celles-ci sont plus élevées dans le privé ne se trouve pas infirmée, mais ne modifie pas les résultats de manière sensible.

L'introduction simultanée de ces variables comportementales d'une part, d'attentes et d'implication d'autre part, semble corroborer les résultats obtenus précédemment. En effet les élèves du privé obtiennent, toutes choses égales par ailleurs, des résultats inférieurs d'un point environ aux élèves du public. Le coefficient obtenu n'est plus significatif qu'au seuil de 5%, du fait de nombreuses pertes d'observations liées à un taux de non-réponse assez important dans l'enquête auprès des familles, à partir de laquelle sont construites ces variables.

Il est difficile d'être catégorique quant à l'interprétation de ces résultats, du fait des biais possibles évoqués plus haut. Cependant, les dernières régressions paraissent confirmer, avec l'introduction de variables comportementales et de variables d'attentes et d'implication des parents par rapport à la scolarité de leurs enfants, que les biais potentiels ne semblent pas assez importants pour renverser les conclusions. S'il est prématuré d'affirmer une plus

---

<sup>124</sup> Quelques statistiques simples du panel primaire laissent croire à une plus grande implication des parents dont les enfants sont scolarisés dans le privé. Ainsi par exemple, en moyenne sur les différentes années, entre 23 et 24% des parents du privé sont membres d'une association de parents d'élèves, contre environ 15% pour les parents du public. Par ailleurs, la part des élèves aidés par leurs parents dans leur travail scolaire à la maison est légèrement plus élevée dans le privé (88% des parents environ disent aider leurs enfants « régulièrement » contre environ 84% dans le public).

grande efficacité des écoles publiques, les résultats nous semblent suffisamment cohérents et les contrôles introduits suffisamment riches pour permettre de rejeter l'hypothèse inverse d'une plus grande efficacité du secteur privé, qui était celle qui ressortait des très rares travaux sur la comparaison public-privé au primaire, effectué sur la base des données du panel secondaire 1989 (Tavan, 2001).

#### **4.4.4. Test de falsification : impact de la scolarisation dans les écoles privées au primaire sur les résultats au CP**

Le tableau 4.5 permet de vérifier la qualité de notre modèle pour identifier l'impact des écoles privées : ne disposant pas d'une expérience naturelle ou d'une variable instrumentale permettant d'isoler cet effet, les régressions « naïves » présentées jusqu'ici restent sujettes à caution.

Une façon de vérifier la présence d'un biais lié à l'endogénéité de la fréquentation du secteur privé dans nos estimations consiste à estimer l'impact des variables considérées non plus sur les résultats en CE2 ou en sixième, mais en début de trajectoire, au cours préparatoire. Il n'y a aucune raison pour que le secteur de scolarisation du CP au CM2 ait, en lui-même, un impact sur les résultats en début de CP. Or s'il subsiste une hétérogénéité inobservée suffisamment importante, le secteur de scolarisation sera associé à un score en CP plus élevé (si les caractéristiques inobservées se trouvent être plus favorables à la réussite scolaire chez les élèves du secteur privé) ou plus faible (si à l'inverse, ces caractéristiques inobservées sont moins favorables chez les élèves du secteur privé). Si à l'inverse notre modèle permet de rendre compte d'une part suffisamment élevée de l'hétérogénéité entre élèves des deux secteurs, l'effet estimé du secteur de scolarisation sur les scores en début de CP ne doit pas être significativement différent de 0.

La colonne (1) confirme que la fréquentation du secteur privé est le fait d'élèves possédant des caractéristiques plus favorables : le score en début de CP de ceux qui vont fréquenter les écoles privées tout au long du primaire est de 2,83 points plus élevé. Les colonnes (2) et (3) montrent que la prise en compte des différences de caractéristiques sociodémographiques d'une part, et du contexte de scolarisation ainsi que du passé scolaire de l'élève (dont les résultats aux évaluations de CE2) ne suffit pas à annuler cette différence. Si l'on se contente de contrôler des caractéristiques sociodémographiques des élèves des deux secteurs (ce qui est le cas d'une partie importante de la littérature existante pour la France concernant les écoles primaires, avec des variables de contrôle souvent

moins riches que celles utilisées ici), il subsiste donc une hétérogénéité inobservée, les élèves du secteur privé semblant posséder des caractéristiques inobservables plus favorables à la réussite scolaire. Les estimations de l'impact du secteur privé reposant uniquement sur ce type de variables de contrôle semblent donc affectées d'un biais poussant à conclure à une efficacité des écoles privées plus grande qu'elle ne l'est réellement<sup>125</sup>.

Le fait d'introduire ces variables de manière conjointe (colonne 4) rend cette différence non significative, le coefficient estimé restant de signe positif dans la spécification la plus complète. L'introduction des variables de comportement en classe et d'implication des parents présentées à la section précédente (colonne 5) affecte peu le coefficient estimé. Il semble donc que notre modèle capte une partie importante de l'hétérogénéité inobservée entre secteurs de scolarisation. L'absence, dans la spécification la plus complète, d'effet résiduel du secteur de scolarisation au primaire sur les résultats en début de CP (l'effet estimé n'est pas significativement différent de zéro) tend à indiquer qu'une grande partie des différences entre élèves du secteur privé et du secteur public est bien captée par les variables disponibles dans le panel primaire.

---

<sup>125</sup> Sous l'hypothèse que les facteurs inobservés affectant la performance des élèves en CP et différents entre élèves des deux secteurs affectent les résultats en sixième dans le même sens. Si l'on peut penser que l'amplitude de l'effet de certaines variables (attention des parents, aide après la classe, comportement en classe...) sur les résultats scolaires peut varier avec l'âge, il semble raisonnable de penser que le sens de leur impact sur ces résultats reste le même dans le temps.

**Tableau 4.5** : Test de falsification : l'impact de la scolarisation dans les écoles privées au primaire sur les résultats en début de CP

	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de CP, maths-français)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Moyenne (s.d.)			69,32 (15,78)		
Ecart privé - public en CP (s.e.)	<b>2,86 ***</b> (0,407)	<b>0,817 **</b> (0,393)	<b>0,844 ***</b> (0,322)	0,495 (0,340)	0,471 (0,392)
Variables sociodémographiques	Non	Oui	Non	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire de l'élève	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Implication et représentations des parents	Non	Non	Non	Non	Oui
Comportement en classe de l'élève	Non	Non	Non	Non	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,006	0,212	0,442	0,459	0,539
N. Obs.	7 544	5 899	6 596	5 258	3 238

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves scolarisés dans les écoles privées du CP au CM2 ont un score moyen aux évaluations de CP qui est supérieur de 2,86 points aux élèves scolarisés dans les écoles privées tout au long du primaire (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données, la fréquentation du secteur privé au cours de cette période est associée à un score supérieur (non significatif) de 0,471 point aux évaluations de CP (colonne 3).

Les variables de contrôle sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, la nationalité, le genre, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie, l'entourage familial (avec qui vit l'élève) et les conditions de logement.

Les variables de contrôle sur le contexte de scolarisation portent les établissements (académie, tranche d'unité urbaine, statut d'éducation prioritaire) et les classes (taille des classes, indicatrice de cours multiple) fréquentés par l'élève du CP au CM2.

Les variables de contrôle concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle et les scores obtenus aux évaluations de début de CP et de CE2.

Les variables de contrôle concernant l'implication et les représentations des parents d'une part, et les comportements en classe de l'élève d'autre part, sont celles présentées au tableau 4.4.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

**Note** : Les élèves concernés par ces régressions n'ont pas connu de changement de secteur au cours de leur scolarité élémentaire.

#### **4.4.5. Les écoles privées, lieu d'une scolarisation plus « démocratique » ? Régressions par catégories**

Au-delà de la question de l'efficacité moyenne de l'école privée et de l'école publique, la question se pose de savoir si le secteur privé favorise la réussite scolaire de certains élèves, en étant capable de proposer un enseignement « à la carte ». Nous tenterons simplement ici de déterminer si l'impact de la fréquentation des écoles privées est différent selon les caractéristiques des élèves.

Le modèle présenté précédemment est estimé séparément selon la position de l'élève par rapport à la médiane du score aux évaluations de début de CP, selon son origine sociale (le critère retenu est le niveau de diplôme de la mère, qui apparaît comme l'une des variables les plus discriminantes, et la PCS de la personne de référence) et le genre de l'élève. La spécification retenue correspond à la spécification présentée à la colonne (6) du tableau 4.1.

Les résultats apparaissent assez peu différents pour les élèves des deux groupes lorsque l'on sépare l'échantillon sur la base du score aux évaluations de CP (colonnes 1 et 2) ou sur la base du niveau d'éducation de la mère (colonnes 3 et 4). Les régressions par catégories effectuées en séparant l'échantillon par PCS de la personne de référence (colonnes 5 et 6) mettent cependant en évidence un effet du secteur privé plus négatif pour les élèves d'origine défavorisée.

Ces résultats ne laissent pas apparaître de schéma systématique tendant à montrer que les écoles privées seraient plus ou moins efficaces pour les élèves les plus défavorisés. Le seul résultat significatif (la différence entre les coefficients sur les deux populations étant toutefois significative à la marge seulement) indique cependant une efficacité moindre pour les élèves d'origine défavorisée. En tout état de cause, ces résultats ne permettent pas de soutenir l'hypothèse parfois avancée d'une scolarisation plus « démocratique » dans les écoles privées.

Enfin, les régressions précédentes ont aussi été menées selon le sexe de l'élève (colonnes 7 et 8). L'écart brut sur les scores de CE2 est plus important pour les garçons. Pourtant, si comme dans les régressions sur l'ensemble des élèves, contrôles socio-démographiques et sur les caractéristiques des élèves introduits séparément, rendent l'écart privé – public non significatif à la fois pour les filles et les garçons, cet écart ne devient ensuite significatif que pour les garçons (colonnes 7 et 8).

**Tableau 4.6** : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées au primaire - régressions par catégories (estimations OLS)

	Position de l'élève par rapport à la médiane en CP		Niveau d'éducation de la mère		PCS de la personne de référence		Genre de l'élève	
	Elev. < Médiane	Elev. > Médiane	Inférieur au bac.	Bac. ou plus	Défavorisée	Favorisée	Filles	Garçons
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne (s.d.)	61,33 (14,79)	78,27 (11,54)	66,26 (15,69)	73,51 (15,00)	64,83 (15,85)	74,25 (14,21)	69,86 (15,43)	68,57 (16,17)
Ecart privé - public (s.e.)	<b>- 1,30 **</b> (0,654)	<b>- 1,12 **</b> (0,450)	<b>- 1,23 **</b> (0,514)	<b>- 1,33 **</b> (0,576)	<b>- 1,86 ***</b> (0,636)	<b>- 0,887 *</b> (0,483)	- 0,412 (0,539)	<b>- 2,16 ***</b> (0,562)
Variables sociodémographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire de l'élève	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,478	0,541	0,611	0,564	0,611	0,605	0,630	0,645
N. Obs.	2 311	2 352	3 057	1 606	2 293	2 370	2 336	2 327

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : Les élèves scolarisés dans les écoles privées du CP au CM2 ont un score moyen aux évaluations de sixième qui est supérieur de 2,43 points aux élèves scolarisés dans les écoles publiques tout au long du primaire (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données, la fréquentation du secteur privé au cours de cette période est associée à un score inférieur de 1,24 points aux évaluations de sixième (colonne 6).

Les variables de contrôle sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, la nationalité, le genre, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie, l'entourage familial (avec qui vit l'élève) et les conditions de logement.

Les variables de contrôle sur le contexte de scolarisation portent les établissements (académie, tranche d'unité urbaine, statut d'éducation prioritaire) et les classes (taille des classes, indicatrice de cours multiple) fréquentés par l'élève du CP au CM2.

Les variables de contrôle concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle et les scores obtenus aux évaluations de début de CP et de CE2.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

Note : Les élèves concernés par ces régressions n'ont pas connu de changement de secteur au cours de leur scolarité élémentaire.

#### **4.4.6. Secteur de scolarisation et probabilité de redoublement**

Nous complétons les résultats précédents par des estimations de l'impact du secteur de scolarisation sur la probabilité de redoublement au cours du primaire. Par rapport aux indicateurs standardisés dont nous disposions précédemment, l'absence de redoublement comme indicateur de la performance relative des deux secteurs de scolarisation constitue un indicateur dont l'interprétation est toutefois plus ambiguë, pour trois séries de raisons au moins. D'une part, le redoublement est avant tout une pratique pédagogique, à laquelle les équipes pédagogiques ne sont supposées recourir que lorsqu'il est anticipé qu'il profite à l'élève : ainsi, les redoublants n'appartiennent pas nécessairement tous au bas de la distribution des résultats. D'autre part, les pratiques des écoles, et en particulier la difficulté à faire redoubler un nombre trop élevé d'élèves par classe, font que le redoublement peut être un indicateur relatif du niveau de l'élève par rapport au niveau de sa classe (plus spécifiquement, probablement par rapport au nombre d'élèves situés plus bas que lui dans la distribution des résultats), et non un indicateur du niveau de l'élève en lui-même. Enfin, le redoublement reste une décision administrative qui peut dépendre de la « politique » d'une école ou d'un établissement en la matière. Si à niveau égal des élèves, les écoles privées tendent à faire redoubler moins souvent leurs élèves, ce qui est identifié par la variable « secteur de scolarisation » est pour partie seulement un indicateur des difficultés scolaires des élèves, et pour partie une différence de pratiques des écoles vis-à-vis du redoublement : l'interprétation des résultats dans le contexte d'une comparaison public - privé doit prendre en compte ces éléments.

Toutefois, le redoublement reste fortement corrélé aux difficultés scolaires, et les redoublements précoces peuvent avoir un effet négatif sur les trajectoires scolaires de certains élèves : si l'interprétation des résultats est délicate, il reste intéressant en soi de constater une différence de probabilité de redoublement liée au secteur de scolarisation.

La variable utilisée comme indicateur de résultat indique le fait d'arriver sans redoublement en sixième. Parmi les élèves suivis jusqu'en sixième dans le panel primaire 1997 et n'ayant fréquenté qu'un seul secteur, 12,6% des élèves du panel ont ainsi redoublé au cours de leur scolarité élémentaire. Les élèves qui ont effectué l'ensemble de leur scolarité élémentaire dans les écoles publiques s'avèrent avoir redoublé plus souvent au cours de cette période : 12,9% d'entre eux ont redoublé au moins une fois avant d'arriver en sixième, ce qui est le cas de seulement 10,3% de leurs homologues des écoles privées.

Les effets sont estimés par une régression probit dont le modèle est semblable à celui présenté à la section 4.1. La différence de taux de redoublement entre secteurs constatée dans les statistiques descriptives se retrouve dans la première colonne du tableau 4.8 : sans contrôle, l'effet marginal, est positif significatif, signifiant que les élèves des écoles publiques connaissent des redoublements plus fréquents. La suite du tableau présente les résultats de l'estimation de ces coefficients, le modèle intégrant des variables explicatives similaires au modèle de base estimé plus haut.

La seconde colonne montre que cette différence semble être moins liée à un effet des écoles privées qu'à un effet des caractéristiques des élèves des deux secteurs. L'inclusion des variables de contrôle sociodémographiques (cf. commentaire du tableau pour la liste des variables) rend en effet la différence positive et significative : une fois prise en compte l'influence des variables sociodémographiques observées, il apparaît que la fréquentation des écoles privées est associée à des redoublements plus fréquents (l'effet marginal, tel qu'estimé ici, est de 2 points de pourcentage). Par rapport à la colonne (1), le fait de contrôler des différences de contextes de scolarisation rend la différence non significative - elle reste toutefois de signe négatif (colonne 3). Le contrôle pour la performance passée des élèves (notamment aux évaluations de CP et de CE2) a le même effet sur les coefficients estimés que le contrôle des variables sociodémographiques (colonne 4), et l'intégration conjointe de ces variables ne modifie guère l'ampleur de l'effet estimé de la scolarisation dans les écoles privées sur la probabilité de redoublement (colonne 6). Nous intégrons enfin à la spécification les variables liées aux attentes et représentations des parents et aux comportements en classe des élèves présentées à la section 4.4, qui tendent à réduire l'effet estimé du secteur sur la probabilité de redoublement (colonne 7).

Cette analyse permet de conclure que toutes choses (observables) égales par ailleurs, et malgré des redoublements plus fréquents dans les écoles publiques en statistiques descriptives, le fait de fréquenter une école privée tout au long de la scolarité élémentaire est associé à des redoublements plus fréquents. Au-delà du problème d'éventuels biais de sélection évoqué plus haut, l'interprétation de ce résultat doit être nuancée compte tenu de la nature de l'indicateur de résultat (cf. supra), mais ces résultats tendent à corroborer l'analyse réalisée sur les tests standardisés. En effet, l'observation de redoublements plus fréquents parmi les élèves des écoles publiques s'avère liée aux caractéristiques des élèves eux-mêmes, et non à l'impact des écoles sur leur performance.

**Tableau 4.7** : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées sur la probabilité de redoublement au primaire

	Probabilité de redoubler au moins une fois au cours du primaire						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Moyenne (s.d.)				0,126 (0,338)			
Probit Marginal Effect (s.e.)	<b>- 0,027 **</b> (0,010)	<b>0,020 *</b> (0,011)	- 0,012 (0,011)	<b>0,019 **</b> (0,008)	0,016 (0,011)	<b>0,020 ***</b> (0,007)	<b>0,009 **</b> (0,004)
Variables sociodémographiques	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire de l'élève	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui
Pseudo R <sup>2</sup>	0,001	0,155	0,033	0,256	0,171	0,322	0,412
N. Obs.	7 623	5 946	7 617	6 602	5 941	5 259	3 239

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : Les élèves scolarisés dans les écoles privées du CP au CM2 ont une probabilité de redoubler au cours du primaire qui est inférieure de 2,7 points de pourcentage à celle des élèves scolarisés dans les écoles publiques sur la même période (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données, la fréquentation du secteur privé au cours de cette période est associée à une probabilité de redoublement supérieure de 0,9 points de pourcentage (colonne 7).

Les variables de contrôle sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, la nationalité, le genre, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie, l'entourage familial (avec qui vit l'élève) et les conditions de logement.

Les variables de contrôle sur le contexte de scolarisation portent les établissements (académie, tranche d'unité urbaine, statut d'éducation prioritaire) et les classes (taille des classes, indicatrice de cours multiple) fréquentés par l'élève du CP au CM2.

Les variables de contrôle concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle et les scores obtenus aux évaluations de début de CP et de CE2.

Les variables de contrôle concernant l'implication et les représentations des parents d'une part, et les comportements en classe de l'élève d'autre part, sont celles présentées au tableau 4.4.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

Note : Les élèves concernés par ces régressions n'ont pas connu de changement de secteur au cours de leur scolarité élémentaire.

La prise en compte des différences observables amène à inverser la conclusion : l'effet de la scolarisation dans le secteur privé sur la probabilité de redoublement au cours de la scolarité élémentaire semble devoir se trouver dans des redoublements plus fréquents.

#### **4.5. Disparités territoriales d'implantation et efficacité du secteur privé**

Le chapitre 3 a permis de montrer (cf. tableau 3.6) que les caractéristiques des élèves varient considérablement entre les territoires de faible et de forte implantation des écoles privées, les élèves présentant des caractéristiques d'autant plus proches de ceux des écoles publiques à mesure que la part du privé augmente. Dans ce contexte, il semble intéressant d'examiner l'efficacité des écoles privées dans ces deux contextes : les écoles privées sont-elles plus efficaces à faire progresser les acquis scolaires des élèves lorsqu'elles sont très minoritaires, accueillant un public très nettement plus favorisé que les écoles publiques, ou lorsqu'elles accueillent une part plus large des élèves, plus proches par leurs caractéristiques des élèves des écoles publiques ?

Nous retiendrons pour répondre à cette question une séparation des territoires en deux groupes, dits de forte et de faible implantation du secteur privé. La séparation en trois groupes retenue au tableau 3.6 pour un autre objet ne permet pas en effet de disposer d'un nombre d'observations suffisant pour obtenir des estimations suffisamment précises statistiquement. Les territoires de forte implantation du secteur privé sont ici définis comme les académies dans lesquelles la proportion d'élèves scolarisés dans le secteur privé est supérieure à la moyenne nationale (cf. tableau C1 en annexe). La proportion d'élèves ayant connu une scolarité élémentaire entière dans le secteur privé est de 23,1% des élèves dans ces territoires de forte implantation, contre 6,2%, soit une différence de 17 points de pourcentage : ces deux types de territoire représentent bien, quantitativement en tout cas, deux réalités différentes de l'implantation locale du secteur privé à l'école élémentaire.

Pour résumer les caractéristiques initiales des élèves de ces deux territoires, on peut noter que l'écart brut entre élèves du privé et du public aux évaluations de CP apparaît légèrement plus élevé dans les territoires de forte implantation du secteur privé : de l'ordre de 3 points, il est proche de 2,5 points dans les territoires de faible implantation.

**Tableau 4.8** : Impact de la scolarisation dans les écoles privées et implantation locale du secteur privé (estimations OLS)

<b>Partie A - Territoires de faible implantation du secteur privé</b>						
Moyenne aux évaluations de 6 <sup>ème</sup> (s.d.)	69,10 (15,91)					
Ecart privé - public (s.e.)	<b>2,98 ***</b> (1,03)	- 0,367 (0,956)	0,596 (1,02)	<b>0,655 *</b> (0,365)	- 0,867 (0,553)	<b>- 0,711 *</b> (0,387)
Variables sociodémographiques	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui
Passé scolaire de l'élève	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,002	0,239	0,073	0,609	0,250	0,628
N. Obs.	4 156	3 230	4 154	3 634	3 229	2 893
<b>Partie B - Territoires de forte implantation du secteur privé</b>						
Moyenne aux évaluations de 6 <sup>ème</sup> (s.d.)	69,68 (15,57)					
Ecart privé - public (s.e.)	<b>2,06 ***</b> (0,718)	- 0,673 (0,697)	- 0,159 (0,725)	<b>- 0,804 *</b> (0,455)	<b>- 1,59 **</b> (0,721)	<b>- 1,49 ***</b> (0,492)
Variables sociodémographiques	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui
Passé scolaire de l'élève	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,003	0,242	0,081	0,621	0,254	0,657
N. Obs.	2 503	2 000	2 499	2 195	1 998	1 770

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les élèves scolarisés dans les écoles privées du CP au CM2 dans les territoires de faible implantation du secteur privé (partie A) ont un score moyen aux évaluations de sixième qui est supérieur de 2,98 points aux élèves des écoles publiques répondant aux mêmes critères (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données, la fréquentation du secteur privé au cours de cette période est associée à un score inférieur de 0,711 point (écart non significatif) aux évaluations de sixième (colonne 6). Dans les territoires de forte implantation du secteur privé (partie B), l'écart brut (colonne 1) entre élèves des écoles privées et des écoles publiques est de 2,06 points. Cet écart devient négatif, égal à - 1,49 points, lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données.

Les variables de contrôles utilisées sont semblables à celles décrites au tableau 4.1.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

**Note** : Les territoires de forte implantation du secteur privé sont ici définis comme les académies dans lesquelles la part d'élèves scolarisés dans le secteur privé est supérieure à la moyenne nationale. Etant donnée la forme de la distribution de la part du privé par département (cf. graphique 3.1), ces territoires scolarisent un peu moins de 40% des élèves du panel primaire. Les élèves concernés par ces régressions n'ont pas connu de changement de secteur au cours de leur scolarité élémentaire.

Les élèves du secteur privé sont donc des élèves qui présentent des performances scolaires supérieures là où le secteur privé est fortement implanté comme là où il l'est moins. Si la différence entre élèves du privé et du public à l'entrée à l'école élémentaire paraît légèrement plus grande dans les territoires de forte implantation, la différence entre les deux écarts n'est pas significative.

Le tableau 4.8 permet d'estimer l'impact du secteur privé tel que nous l'avons fait jusqu'ici dans ce chapitre séparément pour les élèves des deux types de territoires.

A l'inverse de ce qui apparaissait à l'entrée à l'école élémentaire (évaluations de début de CP), l'écart brut entre élèves du privé et du public aux évaluations de sixième apparaît légèrement plus élevé dans les territoires de faible implantation du secteur privé : de l'ordre de 3 points, il est proche de 2 points dans les territoires de faible implantation (colonne 1). Ainsi au cours de la scolarité élémentaire, l'écart s'est inversé : plus élevé au départ dans les territoires de forte implantation, l'écart avec les élèves du secteur public est à l'arrivée plus grand dans les territoires de faible implantation.

L'évolution des écarts à mesure que l'on contrôle des différentes variables observées (cf. commentaire du tableau 4.8 pour la nature des contrôles) est similaire pour ce qui est des deux types de territoires. Dans la spécification la plus complète (colonne 6), il apparaît que l'impact estimé de la scolarisation dans les écoles privées au primaire est négatif pour les deux types de territoires, et légèrement plus grand là où la part du secteur privé est la plus forte (-1,5 points contre -0,7 points environ).

## **4.6. Conclusion**

Le recrutement des écoles privées laisse apparaître une surreprésentation d'élèves issus de milieux sociaux favorisés, dont les caractéristiques générales apparaissent plus favorables à la réussite scolaire que celles des élèves du secteur public. Les statistiques descriptives reflètent ces différences de recrutement dans les indicateurs de performance scolaire mobilisés.

En l'absence de stratégie d'identification traitant explicitement les biais de sélection (expérience naturelle ou variable instrumentale), il est important de pouvoir disposer de variables de contrôle les plus riches possibles, laissant aussi peu que possible de variables pertinentes pour la réussite scolaire inobservées. Les travaux antérieurs menés sur la France permettaient de considérer quelques caractéristiques des élèves ou de leur famille,

mais de nombreuses caractéristiques ayant potentiellement un impact sur la réussite scolaire des élèves restaient inobservées. La richesse des variables de contrôle qu'autorise l'usage du panel primaire 1997, permettant de capter une partie des capacités cognitives de l'élève à son entrée à l'école élémentaire, de l'ambition et l'implication des parents d'élèves, ou du comportement des enfants, nous semble être un des apports importants du présent chapitre.

Conséquence de ces différences dans la fréquentation des deux secteurs, la corrélation simple entre résultats scolaires et secteur d'enseignement montre, comme attendu, un écart de score global aux évaluations de sixième d'environ 2,5 points (soit environ 16% d'un écart-type) à l'avantage du secteur privé, entre les élèves ayant connu une scolarisation primaire entière dans un des deux secteurs. Cet effet est dû à la fois à l'impact de la scolarisation dans les écoles privées et aux différences de caractéristiques entre les élèves des deux secteurs. L'objectif de ce chapitre est ainsi d'isoler ce qui, dans cet écart, provient réellement de la contribution du secteur privé indépendamment des effets de composition de chacun des secteurs.

Il apparaît cependant que lorsque l'on prend en compte l'ensemble des différences observables entre les élèves des deux secteurs, l'effet estimé d'une scolarisation dans le secteur privé sur les résultats en sixième s'avère négatif et significatif, de l'ordre de -7,5% d'un écart type. Ce résultat ne dépend pas de l'indicateur de performance retenu, les élèves du privé connaissant également des redoublements plus fréquents sur l'ensemble du primaire lorsque l'on tient compte des différences de caractéristiques observables entre les élèves des deux secteurs.

Si des différences inobservables entre élèves des deux secteurs peuvent introduire des biais dans les estimateurs obtenus, les tests de falsification menés tendent à indiquer qu'une grande partie des différences entre élèves du secteur privé et du secteur public est bien captée par les variables disponibles dans le panel primaire. En effet, une façon de mettre à l'épreuve ces résultats consiste à estimer l'impact des variables considérées non plus sur les résultats en CE2 ou en sixième, mais sur les scores obtenus à des évaluations en début de trajectoire, au cours préparatoire. Il n'y a aucune raison pour que le secteur de scolarisation du CP au CM2 ait, en lui-même, un impact sur les résultats en début de CP. Or s'il subsiste une hétérogénéité inobservée importante, le secteur de scolarisation sera associé à un score en CP plus élevé (si les caractéristiques inobservées se trouvent être plus favorables à la réussite scolaire chez les élèves du secteur privé) ou plus faible (si à l'inverse, ces

caractéristiques inobservées sont moins favorables chez les élèves du secteur privé). Alors qu'une association positive entre fréquentation des écoles privées et score en CP subsiste lorsque l'on se contente d'introduire comme variables de contrôle les caractéristiques sociodémographiques, l'impact estimé de la scolarisation dans les écoles privées du CP au CM2 sur les résultats au CP dans notre spécification la plus complète n'est pas significativement différent de 0. Ce résultat indique que le modèle estimé capte une partie importante de l'hétérogénéité entre élèves des deux secteurs de scolarisation, et semble rassurant quant à une interprétation causale de nos résultats.

L'ensemble de ces résultats nous semblent ainsi suffisamment cohérents et les contrôles introduits suffisamment riches pour permettre, au minimum, de rejeter l'hypothèse d'une plus grande efficacité du secteur privé, qui était celle qui ressortait des très rares travaux sur la comparaison public-privé au primaire. Notre analyse montre également que le constat de moindres écarts sociaux de réussite au sein des écoles relève essentiellement d'un effet de sélection : ces écarts entre catégorie sont présents dès l'entrée en CP, et l'impact identifié de la fréquentation du secteur privé s'avère plutôt plus négative pour les élèves d'origine défavorisée que pour les autres.

Enfin, les données du panel nous permettent de relativiser ces constats dressés au plan national en fonction de l'implantation locale du secteur privé : les écoles privées semblent relativement plus efficaces là où leur part est la moins élevée (l'impact de la scolarisation dans le secteur privé par rapport au secteur public y reste toutefois négatif).

Au-delà de ces constats, une interprétation pertinente implique d'expliquer ce qui provoque ces différences de réussite scolaire. Nous avons introduit comme variables de contrôle des éléments propres à l'élève, et pour ce qui concerne le contexte de scolarisation, essentiellement des variables ne tenant pas à l'enseignement à proprement parler, mais aux effets du contexte de scolarisation et de caractéristiques de l'établissement qui reflètent avant son implantation locale (département, statut de ZEP et tranche d'unité urbaine). Le seul « input éducatif » duquel nous avons pu rendre compte est le taux d'encadrement, avec la taille des classes. Aller plus loin et pouvoir affirmer l'existence d'une efficacité supérieure des établissements publics sur les établissements privés, nécessite de travailler avec des données relatives aux inputs éducatifs plus fournies, comprenant par exemple le degré de

qualification du corps enseignants, la taille des établissements, et des données sur les pratiques pédagogiques<sup>126</sup>.

---

<sup>126</sup> Figlio et Stone (2000) disposent par exemple de telles données sur, qui leur permettent de montrer, par exemple, que le volume de travail à la maison (évalué et rendu aux élèves) est associé à de meilleurs résultats, et se trouve être moins important dans le privé. Si on est loin d'identifier ainsi un effet causal, l'intérêt de telles données est toutefois non négligeable.

# Conclusion générale

L'ambition de cette thèse était de répondre à plusieurs questions relatives à l'impact des ressources sur la performance scolaire, et en particulier d'estimer l'impact de politiques de réduction des tailles de classes aux différents niveaux du système scolaire. Ces politiques sont-elles uniformément efficaces (ou inefficaces) pour les différents niveaux d'enseignement, ou est-il justifié de concentrer les moyens sur tel ou tel niveau ? Dans quelle mesure les politiques de ciblage des moyens permettent-elles, par ailleurs, de réduire les inégalités scolaires ? Cette thèse se donnait pour second objectif de traiter la question de l'impact de la scolarisation dans le secteur privé sur les performances scolaires des élèves des écoles élémentaires. Après en avoir rappelé les principaux résultats, nous discuterons les limites et les perspectives esquissées par ces travaux.

## **Taille des classes et performance scolaire**

Le débat autour de l'impact de la taille des classes sur les apprentissages n'est pas définitivement tranché, et il semble vain de chercher dans la littérature une réponse universelle à la question de l'importance quantitative de cet impact. Les travaux récents, dans lesquels s'inscrivent nos résultats, semblent toutefois suffisamment cohérents pour se montrer affirmatifs sur deux points. Tout d'abord, la taille des classes a un impact significatif, et parfois assez substantiel, sur les acquis scolaires des élèves en début de scolarité dans de nombreux systèmes scolaires, et tout particulièrement en France. Les résultats indiquent en outre de manière très cohérente que la taille de classe affecte davantage les élèves les plus défavorisés socialement et scolairement.

**Faits stylisés.** Le chapitre 1 met en évidence l'évolution contrastée de la taille des classes aux différents niveaux du système scolaire français : si le primaire a connu une forte diminution de la taille des classes depuis les années 1960, le collège a bénéficié de réductions de moindre ampleur, tandis que la taille des classes dans les lycées est restée, par delà quelques chocs transitoires, relativement stable. Les trois principaux faits stylisés de la

période – augmentation globale des moyens alloués au secteur éducatif, concentration sur les écoles primaires et dans une moindre mesure sur les collèges, ciblage significatif sur les zones considérées comme prioritaires à partir du début des années 80 – peuvent donner lieu à plusieurs interprétations. Ils indiquent toutefois assez clairement une priorité donnée aux niveaux les plus précoces du système éducatif, fondée sur des représentations d'un impact de ces moyens d'autant plus grand qu'ils sont alloués tôt dans la scolarité. Les estimations présentées par la suite entreprennent de vérifier cette hypothèse : elles comparent l'amplitude des effets de la taille des classes au primaire, au collège puis au lycée, en utilisant une variable instrumentale fondée sur le seuil d'ouverture de classe qui fournit une source exogène de variation de la taille des classes.

**Stratégie d'identification.** Le problème méthodologique central qui doit être surmonté pour estimer l'impact de la taille des classes sur les performances scolaires tient à l'affectation non aléatoire des élèves aux différentes tailles de classe : pour des raisons diverses, les meilleurs élèves ont tendance à fréquenter les classes les plus chargées. Ce fait s'avère lié à des variations endogènes de la taille moyenne des classes entre établissements (choix scolaire des parents, ciblage des moyens sur les établissements en difficulté) mais aussi à un placement non aléatoire des élèves entre classes dans les établissements. Quelques statistiques simples permettent d'appréhender l'amplitude du phénomène : en troisième, les grandes classes (de taille supérieure ou égale à 28) comptent 54% d'élèves dont la mère possède au moins le baccalauréat, ce chiffre tombant à 36% environ dans les petites classes (de taille inférieure ou égale à 23).

Ne disposant pas de cadre expérimental permettant de recréer une affectation aléatoire aux différentes tailles de classe, notre stratégie d'identification reposera sur une méthode quasi-expérimentale, dans laquelle la taille de classe réelle fréquentée par l'élève sera instrumentée par la taille des classe théorique qui résulterait d'une application mécanique des seuils d'ouverture et de fermeture de classes, dans le cadre de régressions 2SLS.

La fin du chapitre 1 vérifie l'hypothèse de l'existence de seuils d'ouverture et de fermeture de classes, qui serviront de base à la stratégie empirique développée dans l'ensemble du chapitre 2. Il apparaît ainsi qu'en dépit d'un seuil national uniforme comme celui existant en Israël, aucune classe ou presque ne comporte plus de 30 élèves dans les écoles primaires publiques, les écoles en ZEP appliquant un seuil encore plus restrictif, puisque les classes de 26 élèves ou plus s'avèrent très rares. Au collège, une limite de 30 élèves par classe apparaît nettement, la distribution de la taille des classes semblant respecter une loi proche de la loi normale. Au lycée, le seuil de 35 élèves semble appliqué

de manière très rigoureuse, la forme prise par la distribution (tronquée à droite) indiquant que ce seuil constitue une contrainte forte pour un grand nombre d'établissements. Pour le primaire comme pour le collège, la distribution des tailles de classes dans les établissements privés apparaît plus étalée que dans les établissements publics et les seuils de classe appliqués de manière plus hétérogène. La présence de ces forts effets de seuils pour les trois niveaux d'enseignement (écoles primaires, collèges et lycées) servira de base à la stratégie mise en œuvre dans le chapitre 2, adoptant une méthodologie inspirée d'Angrist et Lavy (1999), les régressions étant toutefois menées à un niveau individuel. Cette stratégie permet d'utiliser des seuils d'ouverture et de fermeture de classe différents pour chaque type d'écoles (écoles publiques hors ZEP/écoles publiques en ZEP/écoles privées), tout en maintenant une stratégie de détermination de ces seuils identique, les seuils retenus pour les estimations de deuxième étape étant ceux qui prédisent le mieux la taille réelle des classes observée en première étape.

**Principaux résultats.** La principale tendance qui tend à se dégager de nos résultats, révèle des effets plus importants aux niveaux les plus précoces de la scolarité. L'effet de la taille des classes  $y$  apparaît particulièrement fort dans les premières années du primaire, comparable dans son amplitude à celui obtenu par Krueger (1999) ou Angrist et Lavy (1999). Cet effet reste significatif au collège, bien qu'il soit quantitativement moindre, et tend à disparaître dans les classes de série générale des lycées.

Afin de rendre comparables ces résultats entre les différents niveaux d'enseignements, ces effets ont été rapporté à l'écart-type de l'indicateur de réussite scolaire utilisé : une augmentation de la taille de classe d'un élève conduit à une diminution du score équivalent à environ 2,5-3% d'un écart-type au primaire, 1,3% d'un écart-type au collège, et à peine 0,4% d'un écart-type au lycée. Une réduction de la taille de classe d'un élève a ainsi un impact environ deux fois plus faible au collège qu'en primaire, et environ trois fois plus faible au lycée qu'au collège. Le résultat obtenu pour l'impact de la taille des classes sur les performances en début de CE2, dans ce cadre d'estimation, est confirmé par une autre stratégie d'identification, utilisant le fait que dans certaines écoles possédant une seule classe et un quasi-monopole local de l'offre éducative, la sélection entre écoles et à l'intérieur des écoles n'est plus significative, rendant les élèves des petites et des grandes classes comparables. Le résultat des régressions OLS menées sur cet échantillon s'avère remarquablement proche des régressions 2SLS fondées sur les seuils d'ouverture de classe.

Un second résultat remarquable de nos estimations pour le primaire est l'importante différence d'impact de la taille de classe entre les élèves des catégories défavorisées et

favorisées du point de vue de la réussite scolaire. Pour les collèges, si l'impact de la taille de classe s'avère particulièrement fort en ZEP, il n'apparaît que légèrement plus élevé pour les élèves des catégories défavorisées. Concernant le lycée, aucun effet ne s'avère significatif, quelles que soient l'origine et les caractéristiques des élèves.

Ces deux conclusions importantes – impact plus fort de la réduction de taille de classe aux premiers niveaux d'enseignement et pour les élèves défavorisés – nous ont conduit à simuler l'impact de réductions ciblées de la taille de classe, à moyens constants, pour les trois niveaux considérés. Ces simulations permettent tout à la fois de donner un caractère concret à nos estimations, et d'apporter de premiers éléments de réponse à cette question du ciblage des moyens comme instrument de politique publique visant à réduire les inégalités de réussite scolaire. La suppression du léger ciblage des moyens dont bénéficient actuellement les élèves des écoles en éducation prioritaire aboutirait d'après nos estimations à une progression des inégalités de réussite scolaire entre élèves scolarisés en ZEP et hors ZEP de 11% au primaire, 6% au collège et 3% au lycée. La diminution de 5 élèves des tailles de classes de ZEP conduirait au contraire, dans notre hypothèse basse, à une réduction des inégalités de 37% au primaire, 13% au collège et seulement 4% au lycée. Il s'agit là d'une hypothèse relativement conservatrice, qui constitue une borne basse des effets de telles réformes : l'utilisation des seuils estimés sur les zones d'éducation prioritaires elles-mêmes aboutit à des effets très significativement supérieurs.

Si nos résultats sont relativement nouveaux dans la littérature française sur l'impact de la taille des classes, ils rejoignent ceux obtenus par les articles récents ayant cherché à traiter explicitement le problème de l'endogénéité de la variable dans le cas français. Pour ce qui est du primaire, on peut ainsi noter que nos résultats (un effet de l'ordre de -3% d'écart-type par élève supplémentaire en moyenne) sont non seulement cohérents entre les deux stratégies d'identification mises en œuvre ici, mais sont aussi remarquablement proches de ceux obtenus par Bressoux, Kramarz et Prost (2009), également obtenus aussi avec deux méthodes différentes. Concernant les collèges, le résultat d'un effet significatif mais modeste rejoint les conclusions de Gary-Bobo et Mahjoub (2010).

**Limites et perspectives.** Quelques limites de l'approche retenue ici peuvent être soulignées, qui dressent autant de perspectives pour de futurs travaux dans ce champ de recherche. Concernant l'estimation de l'impact de la taille des classes, il est à souligner que la corrélation entre la taille des classes successives fréquentées par un élève rend l'identification de l'impact d'une classe en particulier hasardeuse. En effet, un élève fréquentant une classe peu chargée en CP, par exemple, possède une probabilité forte de

fréquenter une classe peu chargée en CE1, car il appartiendra à une cohorte dont la taille sera la même à quelques unités près (tenant à la présence de redoublement, de mobilité résidentielle ou scolaire des élèves, pour l'essentiel). Pour les écoles élémentaires, il n'est ainsi pas possible d'identifier séparément l'impact de la taille des classes en CP et en CE1, et la remarque est également valable pour les classes du secondaire.

Par ailleurs, les données disponibles n'ont pas permis d'observer certains facteurs pertinents pour expliquer la performance scolaire des élèves, potentiellement corrélés avec la taille des classes fréquentée, et de manière plus cruciale, potentiellement corrélés avec le franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classe. Ainsi, les caractéristiques des enseignants ne sont pas observées, ce qui peut, sous certaines conditions, impliquer des biais pour nos estimateurs de l'impact de la taille des classes (y compris en 2SLS). Par exemple, si les principaux de collège décident d'affecter des enseignants plus expérimentés lorsque les classes sont plus grandes (à gauche des différents seuils), et des enseignants moins expérimentés lorsque les classes sont plus petites (à droite du seuil) et que l'expérience des enseignants a un impact positif sur la performance scolaire des élèves, alors l'impact réel de la taille des classes sera sous-estimé. Corrélativement, si un comportement inverse d'affectation des enseignants aux différentes tailles de classes est constaté, le véritable impact de la taille des classes sera surestimé. Il n'a malheureusement pas été possible d'accéder à des données sur les enseignants appariées avec les classes pour observer ce type de phénomènes. Par ailleurs, les données ne nous permettent pas de rendre compte de l'existence de travail en groupes de taille réduite, entre classes ou dans une même classe. Il est important de souligner ici que le biais potentiel lié à cette lacune implique vraisemblablement une sous-estimation de l'impact véritable de la taille des classes. En effet, si davantage de travail en groupe est effectué dans les classes nombreuses (à gauche des seuils) et que l'efficacité pédagogique de ce travail en petits groupes est positive, alors le coefficient estimé sous-estimera l'impact de la taille des classes. Il est possible de se rassurer quant à l'ampleur d'un tel biais en constatant qu'au lycée, l'impact de la taille des classes s'avère sur les résultats scolaires s'avère proche dans les matières les plus souvent touchées par la création de sous-groupes (par exemple, les langues vivantes) que pour celles qui le sont le moins. Le même type de biais peut être imaginé si les programmes d'accompagnement éducatif, ou toute autre mesure, bénéficie davantage aux élèves des grandes classes (à gauche des seuils). Il impliquera une sous-estimation de l'impact réel de la taille des classes si l'input en question possède un effet positif sur la performance scolaire.

Enfin, nous pouvons regretter de ne pouvoir présenter de résultats quant à la durabilité des effets, et quant à un impact dépassant la simple réussite scolaire. Du fait de la corrélation des tailles de classes évoquée plus haut, il n'est pas possible d'identifier séparément l'impact de la taille de classe fréquentée à un niveau (par exemple, le CP) sur les résultats plusieurs années plus tard (par exemple, en sixième), et l'impact de la taille des classes fréquentées par la suite.

Ces limites tiennent pour certaines à la nature des données existantes, et pour d'autres au fait que la taille des classes constitue en partie une variable de choix pour les chefs d'établissements et directeurs d'écoles. C'est une variable observée par chacun, et dont les variations, y compris exogènes, peuvent s'accompagner de variations d'autres inputs pédagogiques. La seule façon de dépasser ces problèmes consisterait à recourir à une expérimentation contrôlée, mettant en jeu des groupes de contrôle soigneusement déterminés pour identifier séparément l'impact de la taille des différentes classes comme la durabilité des effets, impliquant éventuellement plusieurs groupes de traitement pour tester l'impact de diverses combinaisons entre taille de classe réduite et autres inputs éducatifs<sup>127</sup>. Ainsi concernant la durabilité des effets, dans la mesure où les élèves retrouvent au sortir de l'expérimentation contrôlée des tailles de classes « normales » de manière aléatoire, l'impact sur les indicateurs de résultats plusieurs années après l'expérimentation peut toujours s'interpréter comme l'effet du programme, et la variation de ces effets dans le temps comme l'évolution de l'amplitude de l'impact estimé.

Plus généralement, la mobilisation de données académiques, aussi bien pour le primaire que pour le secondaire, permettrait de réaliser de développer des estimations complémentaires à celles présentées ici. Les seuils implicites ou explicites d'ouverture et fermeture de classes varient de façon importante entre académies, ce dont nous n'avons pu tenir compte ici (faute d'échantillons de taille suffisante).

Parmi les nombreuses autres imperfections de ces travaux, mentionnons également le fait que nous n'avons pas cherché à estimer séparément l'impact de la taille des classes dans les établissements publics et privés. Outre que les seuils appliqués sont différents dans les deux cas, de telles comparaisons public/privé permettraient peut-être de développer des stratégies d'estimation fondées sur les différentiels de tendances de tailles de classes entre les deux secteurs. Par ailleurs, il est possible que l'impact des tailles de classes soit structurellement différent entre établissements publics et privés, et l'interaction avec la

---

<sup>127</sup> C'était le cas dans le projet STAR (cf. infra) où certaines classes de taille réduite se voyaient aléatoirement affectées un enseignant assistant supplémentaire.

question plus générale de l'efficacité relative des deux secteurs mériterait d'être étudiée. Plus généralement, la question de l'impact des tailles de classes gagnerait à être étudiée non pas isolément, mais en comparaison explicite avec d'autres outils de politique éducative.

Concernant l'interprétation des effets, il est tentant de voir dans la décroissance dans le temps de l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire une justification a posteriori de l'effort d'affectation des moyens porté sur le primaire, par-delà des évolutions transitoires, depuis le début des années 1960. Plusieurs remarques peuvent être faites à cet égard, qui poussent à une certaine prudence dans l'interprétation. D'une part, les indicateurs de résultats ne sont pas de même nature pour le primaire et le secondaire. Il s'agit pour les indicateurs du primaire et tests standardisés, et pour le secondaire de résultats d'examen. La décroissance peut s'avérer en partie liée au fait que les premiers peuvent être plus sensibles à la taille de classes de l'année passée que les seconds. D'autre part, l'impact estimé pour le lycée l'est sur les séries générales (auxquelles nous sommes restreintes au motif que la taille des classes est un concept plus variable et définie de manière plus floue dans les séries techniques et plus encore professionnelles). Or l'analyse des résultats obtenus pour les niveaux précédents révèle un effet très hétérogène selon l'origine sociale et les difficultés scolaires. Les estimations de ce chapitre concernant les lycées portent donc des élèves choisis parmi le haut de la distribution des résultats, pour lesquels il est possible d'attendre, conformément aux niveaux précédents, un effet inférieur à la moyenne. Les effets de sélection présents pour le lycée, et dans une moindre mesure pour le collège, peuvent donc expliquer une partie de la décroissance constatée.

Notons enfin que nos résultats relativement optimistes sur l'impact potentiel des politiques de ciblage des moyens ne sont pas incohérents avec les bilans globalement négatifs des dispositifs d'éducation prioritaire (englobés sous le vocable ZEP) dressés en France depuis quelques années. Les tailles de classes ayant été pour l'instant à peine plus faibles en France dans les établissements classés en ZEP que dans ceux classés hors ZEP, il n'est guère étonnant que l'impact du classement en ZEP ait été jusqu'à présent relativement modeste, voire à la limite de la significativité statistique. Nos estimations conduisent certes à la conclusion selon laquelle la suppression des ZEP aboutirait à une augmentation de l'inégalité entre établissements ZEP et hors ZEP au minimum (il s'agit de la borne basse de l'effet de cette politique) de 11% en primaire et de 6% au collège, soit un effet non négligeable. Il reste qu'un tel effet est difficile à détecter statistiquement. De plus, et surtout, nos estimations reposent sur l'identification de l'impact des réductions de tailles de classes en tant que telles, et non pas sur l'impact global du classement en ZEP, qui peut

impliquer des phénomènes de stigmatisation et de fuite scolaire, surtout si aucun véritable ciblage de moyens n'est mis en place. Pour toutes ces raisons, la présente étude est tout à fait cohérente avec l'idée selon laquelle les ZEP n'ont eu pour l'instant qu'un impact limité sur la réduction des inégalités.<sup>128</sup> La nouveauté importante est que nos résultats suggèrent qu'il pourrait en être autrement, pour peu que l'on assume une véritable politique de ciblage des moyens en faveur des zones ou des élèves<sup>129</sup> définis comme prioritaires.

## **Scolarisation dans le secteur privé et performance scolaire**

**Déterminants de la fréquentation du secteur privé et caractéristiques des élèves.** La question des mérites relatifs des établissements privés et publics fait depuis longtemps en France l'objet de débats passionnés, restés vifs malgré un cadre juridique globalement stable depuis la loi Debré adoptée en 1959. Paradoxalement dans ce contexte, l'estimation de l'impact de la scolarisation dans les écoles privées sur les performances scolaires a reçu une attention particulièrement limitée dans la littérature française, comme étouffée par la dimension symbolique et politique hypertrophiée de cette question. En particulier, très peu d'études se révèlent attentives à l'interprétation causale des comparaisons entre élèves des écoles publiques et des écoles privées.

Nous mobilisons les données du panel primaire 1997 élaboré par la Direction de l'Évaluation, de la Prospective et de la Performance (DEPP) au Ministère de l'Éducation Nationale pour présenter, au chapitre 3, les modalités du choix scolaire entre secteurs privé et public et leurs conséquences sur les caractéristiques des élèves fréquentant les secteurs privé et public à l'école élémentaire, puis pour proposer au chapitre 4 une estimation de l'impact de la scolarisation dans les écoles privées sur les résultats des élèves des écoles primaires. L'intérêt majeur de ces données réside dans la richesse des variables de contrôles d'une part, et dans la présence d'évaluations de la performance scolaire des élèves à trois moments de leur scolarité (CP, CE2 et sixième) d'autre part, ces deux éléments nous

---

<sup>128</sup> En particulier, l'étude de Benabou, Kramarz et Prost (2004, 2009) ne s'intéresse pas spécifiquement à l'impact de la taille des classes, mais évalue l'impact du classement en ZEP de façon globale. Ces auteurs étudient notamment les effets négatifs liés aux phénomènes de fuite scolaire, d'autant plus importants que les moyens supplémentaires ne viennent que très progressivement dans les établissements étudiés, ce qui est là aussi cohérent avec nos résultats.

<sup>129</sup> Une façon alternative de penser une politique d'affectation prioritaire des ressources aux élèves en difficultés pourrait en effet consister à ne pas cibler des établissements, mais des élèves, en retenant une clé d'affectation liée par exemple à l'origine sociale des élèves, dans une perspective de compensation des inégalités de réussite scolaire. Une telle politique aurait le mérite de dépasser le caractère binaire des ZEP et les effets de seuil et de stigmatisation qui y sont liés.

permettant d'estimer l'impact des écoles privées sur la réussite scolaire de manière plus fine que ne le proposaient les rares études existantes pour la France.

Le recours à une école ou un établissement du secteur privé concerne une population particulièrement vaste en France : tous cycles confondus, un enfant sur six en moyenne est scolarisé dans le privé (soit environ deux millions d'élèves) et environ une famille sur deux a recours pour au moins l'un de ses enfants au secteur privé à un moment ou un autre de leur scolarité (cf. infra). Au-delà de cet aspect quantitatif, le contexte français présente des modalités de concurrence entre écoles privées et écoles publiques originales, le financement des écoles privées étant subordonné à la passation d'un contrat, qui accorde aux établissements privés et publics des statuts et des modes de financement proches. Les écoles privées sont, en France, assez largement engagés dans un service public national d'éducation, et présentent de nombreuses similitudes avec les écoles publiques : elles respectent les mêmes programmes, le recrutement des enseignants est désormais soumis à l'obtention des mêmes diplômes, et surtout, contrepartie majeure de ces contraintes organisationnelles et pédagogiques, les écoles privées sont financées pour une large part par des fonds publics. Le contexte de notre étude est donc, sur le plan institutionnel, radicalement différent de celui dans lequel prennent place la majorité des travaux en économie de l'éducation sur les écoles privées<sup>130</sup>. Les variables de différenciation « objectives » dans les contextes de scolarisation existent, mais sont de fait plus rares que dans de nombreux pays, car juridiquement limitées. Il présente cependant ceci de commun avec d'autres pays que la variable du secteur de scolarisation est très fortement corrélée avec les caractéristiques individuelles, ce que le chapitre 3 permet de constater de manière détaillée.

Si les contextes de scolarisation diffèrent, les différences de profil entre élèves des écoles privées et des écoles publiques apparaissent ainsi également particulièrement marquées. Les différences d'origine sociale des élèves ressortent ainsi de manière très significative, les catégories les moins favorisées étant sous représentées dans les écoles privées, et les catégories favorisées significativement plus nombreuses que dans le public. Une illustration de ce fait est fournie par les comparaisons du pourcentage de PCS défavorisées (il est de 56,4% pour les élèves scolarisés dans le secteur public au primaire, contre 40,7% pour les élèves du secteur privé) ou du pourcentage de mères sans diplôme (il est de 16,6% pour les

---

<sup>130</sup> Le problème est également *quantitativement* différent, la part moyenne du secteur privé en France (17%) étant nettement supérieure à celle des écoles privées aux Etats-Unis (11%), et les caractéristiques des établissements étant assez différentes.

élèves du secteur public, contre 8,1% pour ceux du secteur privé) entre secteurs. Les élèves du secteur privé proviennent donc, en moyenne, de milieux sociaux plus favorisés, et ces différences observables cachent peut-être des clivages plus profonds que les données ne nous permettent pas d'observer statistiquement. Il nous est toutefois impossible de déterminer quelle part de ces différences de profil des élèves est à attribuer à une éventuelle sélection par les établissements, et quelle part revient à une autosélection des familles.

De fortes disparités d'implantation géographique sont observées, le secteur privé étant majoritaire ou proche de l'être dans certains départements, et très minoritaire dans un grand nombre de départements. La répartition des élèves entre secteurs public et privé est ainsi loin d'être uniforme sur le territoire français : c'est également dans les communes de taille moyenne que la part des écoles privées est la plus importante, cette proportion étant plus faible dans les zones rurales et les agglomérations. Au plan national, nous avons montré que les écoles privées scolarisent des élèves possédant des caractéristiques plus favorables à la réussite scolaire que les écoles publiques. Ce constat peut néanmoins être nuancé selon l'intensité de l'implantation locale du secteur privé, des différences substantielles de caractéristiques individuelles des élèves fréquentant les écoles privées apparaissant entre territoires. Ce résultat suggère que les établissements privés ne remplissent pas la même fonction dans les territoires de forte et de faible implantation des écoles privées. Les écoles privées accueillent ainsi des élèves d'autant plus favorisés que l'implantation locale du privé est limitée. De fait, là où l'implantation du secteur privé est la plus forte, la composition sociale se rapproche considérablement de celle des écoles publiques.

L'importance des effets de sélection dans le secteur privé est enfin illustrée par l'analyse des évaluations d'entrée au CP pour les élèves du panel. Les résultats des élèves à ces évaluations montrent que les différences de composition sociale constatées précédemment se traduisent logiquement par de meilleurs résultats en début de CP dans le secteur privé. Les élèves entrant au CP dans des écoles privées semblent ainsi disposer d'un capital cognitif et d'aptitudes scolaires significativement supérieures à leurs homologues des écoles publiques, indépendamment de tout effet réel du secteur lui-même (puisque leur scolarité dans ce secteur n'a pas encore débuté).

Ces évaluations de début de CP permettent de constater que les écarts entre catégories socioprofessionnelles sont nettement moindres dans les écoles privées, et ce dès l'entrée en CP, du fait du recrutement relatif des deux secteurs. Ainsi l'écart de résultats entre enfants de cadres et enfants d'ouvriers est presque deux fois plus faible dans le privé que dans le

public. Ce résultat est particulièrement frappant : alors que l'écart moyen entre élèves des écoles privées et des écoles publiques est de 3 points environ, il est plus élevé pour les catégories modestes (de 4 points pour les enfants d'ouvriers, de 8 points pour les enfants d'agriculteurs), mais il ressort surtout comme significativement négatif pour les catégories les plus favorisées (de l'ordre de - 1 point pour les enfants de cadres). Ces différences ne constituent pas un effet des écoles privées, mais bien une conséquence de leur recrutement. Ainsi le constat largement répandu d'écarts de réussite scolaire moins élevé dans les écoles privées semble à relativiser au vu de ces très forts effets de sélection.

Cette conclusion appelle des estimations permettant de contrôler de la meilleure manière possible de l'ensemble des caractéristiques individuelles observables et inobservables, afin de purger l'écart brut observé dans les résultats scolaires entre élèves du privé et du public des effets de composition de ces écoles, et fournir une estimation de l'effet propre d'une scolarisation dans le secteur privé comparativement à une scolarisation dans des écoles publiques. Le chapitre 4 tentera de répondre à cette problématique.

**Meilleures écoles ou meilleurs élèves ?** En l'absence de stratégie d'identification crédible traitant explicitement les biais de sélection (expérience naturelle ou variable instrumentale), il est important de pouvoir disposer de variables de contrôle les plus riches possibles, laissant aussi peu que possible de variables pertinentes pour la réussite scolaire inobservées. Les travaux antérieurs menés sur la France permettaient de considérer quelques caractéristiques des élèves ou de leur famille, mais de nombreuses caractéristiques ayant potentiellement un impact sur la réussite scolaire des élèves restaient inobservées. La richesse des variables de contrôle qu'autorise l'usage du panel primaire 1997, permettant de capter une partie des capacités cognitives de l'élève à son entrée à l'école élémentaire, de l'ambition et l'implication des parents d'élèves, ou du comportement des enfants, nous semble être un des apports importants de ces travaux.

Conséquence de ces différences dans la fréquentation des deux secteurs, la corrélation simple entre résultats scolaires et secteur d'enseignement montre, comme attendu, un écart de score global aux évaluations de sixième d'environ 2,5 points (soit environ 16% d'un écart-type) à l'avantage du secteur privé, entre élèves ayant connu une scolarisation primaire entière dans un des deux secteurs. Cet effet est dû à la fois à l'impact de la scolarisation dans les écoles privées et aux différences de caractéristiques entre les élèves des deux secteurs. L'objectif de ce chapitre est ainsi d'isoler ce qui, dans cet écart, provient réellement de la contribution du secteur privé indépendamment des effets de composition de chacun des secteurs.

Il apparaît cependant que lorsque l'on prend en compte l'ensemble des différences observables entre les élèves des deux secteurs, l'effet estimé d'une scolarisation dans le secteur privé sur les résultats en sixième s'avère négatif et significatif, de l'ordre de -7,5% d'un écart type. Par son ampleur, cet effet moyen est donc comparable à l'effet d'une augmentation de la taille de classe de 3 élèves, tel qu'estimé dans la première partie. Cet impact négatif ne dépend pas de l'indicateur de performance retenu, les élèves du privé connaissant également des redoublements plus fréquents sur l'ensemble du primaire lorsque l'on tient compte des différences de caractéristiques observables entre les élèves des deux secteurs.

Si des différences inobservables entre élèves des deux secteurs peuvent introduire des biais dans les estimateurs obtenus, les tests de falsification menés tendent à indiquer qu'une grande partie des différences entre élèves du secteur privé et du secteur public est bien captée par les variables disponibles dans le panel primaire. En effet, une façon de mettre à l'épreuve ces résultats consiste à estimer l'impact des variables considérées non plus sur les résultats en CE2 ou en sixième, mais sur les scores obtenus aux évaluations passées en début de CP. Il n'y a aucune raison pour que le secteur de scolarisation du CP au CM2 ait, en lui-même, un impact sur les résultats en début de CP : toute différence significative entre secteurs peut dès lors s'interpréter comme le fait qu'il subsiste une hétérogénéité inobservée entre secteurs. L'analyse des données montre qu'alors qu'une association positive entre fréquentation des écoles privées et score en CP subsiste lorsque l'on se contente d'introduire comme variables de contrôle les caractéristiques sociodémographiques, l'impact estimé de la scolarisation dans les écoles privées du CP au CM2 sur les résultats au CP dans notre spécification la plus complète n'est pas significativement différent de 0. Ce résultat indique que le modèle estimé capte une grande partie de l'hétérogénéité entre élèves des deux secteurs de scolarisation, et semble rassurant quant à une interprétation causale de nos résultats.

L'ensemble de ces résultats nous semblent ainsi suffisamment cohérents et les contrôles introduits suffisamment riches pour permettre, au minimum, de rejeter l'hypothèse d'une plus grande efficacité du secteur privé, qui était celle qui ressortait des très rares travaux sur la comparaison public-privé au primaire. Notre analyse montre également que le constat de moindres écarts sociaux de réussite au sein des écoles relève essentiellement d'un effet de sélection : ces écarts entre catégories sont présents dès l'entrée en CP, et l'impact identifié de la fréquentation du secteur privé s'avère plutôt plus négative pour les élèves d'origine défavorisée que pour les autres.

Enfin, les données du panel nous permettent de relativiser ces constats dressés au plan national en fonction de l'implantation locale du secteur privé : les écoles privées semblent relativement plus efficaces là où leur part est la moins élevée (l'impact de la scolarisation dans le secteur privé par rapport au secteur public y reste toutefois négatif), mais les différences entre territoires s'avèrent d'ampleur limitée.

**Limites et perspectives.** Au-delà de ces constats, une interprétation pertinente implique d'expliquer ce qui provoque ces différences de réussite scolaire. Nous avons introduit comme variables de contrôle des éléments propres à l'élève, et pour ce qui concerne le contexte de scolarisation, essentiellement des variables ne tenant pas à l'enseignement à proprement parler, mais aux effets du contexte de scolarisation et de caractéristiques de l'établissement qui reflètent avant implantation locale (département, statut de ZEP et tranche d'unité urbaine). Le seul « input éducatif » duquel nous avons pu rendre compte est le taux d'encadrement, avec la taille des classes. Aller plus loin et pouvoir affirmer l'existence d'une efficacité supérieure des établissements publics sur les établissements privés, nécessite de travailler avec des données relatives aux inputs éducatifs plus fournies, comprenant par exemple le degré de qualification du corps enseignants, la taille des établissements, ou des données sur les pratiques pédagogiques.

Si les résultats ont une implication directe en termes de choix scolaire pour les parents, en relativisant les bénéfices de la scolarisation dans le secteur privé souvent évoqués dans le débat public, leurs implications de politique publique sont plus difficiles à déterminer. La méthode permet d'identifier l'effet de l'ensemble des différences entre les écoles privées et les écoles publiques, mais ne permettent pas d'attribuer à l'une ou l'autre des différences (caractéristiques des équipes éducatives, fonctionnement des établissements, différences des projets d'établissements, etc.) l'impact constaté. A l'heure où certaines caractéristiques des écoles privées inspirent les réformes du mode de fonctionnement de certaines écoles publiques (voir par exemple les mesures contenues programme ECLAIR dans l'éducation prioritaire), il serait pertinent pour aller plus loin en termes de recommandations de politique publique de chercher à pénétrer la « boîte noire » et de relier cet impact à l'une des différences constatées entre écoles des deux secteurs. Là encore, la mise en place d'expérimentations contrôlées, permettant de tester séparément l'impact de certains de ces inputs éducatifs, peut être vue comme une piste de recherche permettant de dépasser le caractère général des constats ici dressés.



# **Annexe A - Annexe statistique au Chapitre 1**

**Tableau A1** : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires (1991-2004)

	ZEP					Hors ZEP					Ensemble						
	(1) N. écoles	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(5) Taille moyenne (pond. N. élèves)	(1) N. écoles	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(5) Taille moyenne (pond. N. élèves)	(1) N. écoles	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(5) Taille moyenne (pond. N. élèves)	(6) % écoles ZEP	(7) % élèves ZEP
1991-1992	1 682	293 807	12 683	23,2	23,4	36 728	3 957 753	176 307	22,4	23,3	38 410	4 251 560	188 990	22,5	23,3	4,4%	6,9%
1992-1993	1 714	296 490	12 939	22,9	23,2	35 886	3 910 203	174 240	22,4	23,3	37 600	4 206 693	187 179	22,5	23,3	4,6%	7,0%
1993-1994	1 739	297 455	13 069	22,8	23,0	35 384	3 874 966	172 836	22,4	23,2	37 123	4 172 421	185 905	22,4	23,2	4,7%	7,1%
1994-1995	1 827	307 676	13 554	22,7	22,9	34 943	3 874 004	172 143	22,5	23,3	36 770	4 181 680	185 697	22,5	23,3	5,0%	7,4%
1995-1996	966	158 899	6 974	22,8	23,1	20 360	2 379 123	105 890	22,5	23,4	21 326	2 538 022	112 864	22,5	23,3	4,5%	6,3%
1996-1997	1 298	214 128	9 503	22,5	22,8	25 450	2 881 827	128 267	22,5	23,3	26 748	3 095 955	137 770	22,5	23,3	4,9%	6,9%
1997-1998	1 877	310 748	13 985	22,2	22,5	33 988	3 851 843	171 030	22,5	23,3	35 865	4 162 591	185 015	22,5	23,2	5,2%	7,5%
1998-1999	2 033	340 896	15 539	21,9	22,2	33 621	3 790 787	169 178	22,4	23,2	35 654	4 131 683	184 717	22,4	23,1	5,7%	8,3%
1999-2000	2 971	470 496	21 551	21,8	22,1	32 187	3 530 666	158 188	22,3	23,1	35 158	4 001 162	179 739	22,3	22,9	8,5%	11,8%
2000-2001	831	129 625	5 995	21,6	21,9	12 968	1 632 119	73 722	22,1	23,0	13 799	1 761 744	79 717	22,1	22,9	6,0%	7,4%
2001-2002	424	63 384	2 994	21,2	21,5	5 792	1 092 698	49 031	22,3	23,1	6 216	1 156 082	52 025	22,2	23,0	6,8%	5,5%
2002-2003	502	73 710	3 520	20,9	21,2	7 290	1 228 392	55 224	22,2	23,0	7 792	1 302 102	58 744	22,2	22,9	6,4%	5,7%
2003-2004	684	96 770	4 648	20,8	21,1	8 992	1 345 642	60 623	22,2	23,0	9 676	1 442 412	65 271	22,1	22,9	7,1%	6,7%

Source : Calculs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (Enquête n°19, MEN-DEPP) (public+privé)

Note : L'enquête n°19, dont sont issus les chiffres présentés ici, est remplie chaque année par les directeurs des écoles primaires. En raison de grèves administratives, en particulier depuis 2000-2001, un grand nombre d'établissements sont absents pour certaines années. Le tableau A2 fait le point sur l'ampleur des pertes d'observations occasionnées par ces grèves et sur les possibles biais statistiques.

Lecture : En 1991-1992, d'après l'enquête n°19, 4 251 560 élèves sont scolarisés dans les 38 410 écoles primaires du CP au CM2, répartis dans 188 990 classes. La division du nombre d'élèves par le nombre de classes donne ainsi une moyenne de 22,5 élèves par classe (col.(4)). Cette moyenne fournit un indicateur de la taille moyenne des classes en faisant l'hypothèse implicite d'une répartition homogène des tailles de classes (moyenne pondérée par le nombre de classes). Elle diffère de la moyenne du nombre d'élèves par classe du point de vue des élèves, qui doit être pondérée par le nombre d'élèves. Un exemple simple permet d'illustrer la différence entre ces deux indicateurs: 100 élèves sont scolarisés dans 2 écoles, l'une comprenant 60 élèves répartis en deux classes de 30, l'autre 40 élèves répartis en deux classes de 20. La taille moyenne des classes (pondérée par le nombre de classes) est ici égale à  $100/4=25$  élèves par classe. Mais 60 élèves vont fréquenter des classes de 30, et seulement 40 des classes de 20 : si on veut refléter la situation vécue par les élèves, il faut pondérer la moyenne par le nombre d'élèves : dans notre exemple la moyenne pondérée par le nombre d'élèves sera ainsi  $(60*30)/100+(40*20)/100=26$  élèves par classe.

Cette moyenne pondérée par le nombre d'élèves (col. (5)) est celle retenue dans les graphiques 1.1 et 1.4, et elle est comparable avec les tailles des classes moyennes calculées au niveau des élèves à l'aide du panel primaire (tableau 1.1). Le graphique A1 présente toutefois l'évolution obtenue en calculant la moyenne des tailles des classes pondérée par le nombre de classes, afin d'illustrer les biais entraînés par la pondération par le nombre d'élèves. On constate que la taille moyenne pondérée par le nombre de classes apparaît au début des années 1990 plus élevée dans les écoles ZEP que dans les écoles hors ZEP (cf. graphique A1), ce qui n'est pas le cas avec la moyenne pondérée par le nombre d'élèves (cf. graphique 1.1). Ce biais s'explique par le fait que les écoles situées en ZEP ont en moyenne de plus grosses écoles que celles situées hors ZEP, comme le montre le fait que le % d'élèves en ZEP est toujours plus élevé que le % d'écoles en ZEP. On notera que la tendance sur l'écart de tailles de classe entre ZEP et hors ZEP est la même dans tous les cas.

**Tableau A2** : Les pertes d'observations dans l'enquête n°19 du fait des grèves administratives

	(1) Nombre total d'écoles primaires (BCE)				(2) Ecoles observées dans l'enquête n°19				(3) Ratios (Ecoles observées) / (Nombre total d'écoles)		
	ZEP	Hors ZEP	Total	% ZEP	ZEP	Hors ZEP	Total	% ZEP	ZEP	Hors ZEP	Total
1991-1992	3 260	61 204	64 464	5,3%	3 131	54 484	57 615	5,7%	96,0%	89,0%	89,4%
1992-1993	3 306	60 287	63 593	5,5%	3 133	53 685	56 818	5,8%	94,8%	89,0%	89,3%
1993-1994	3 334	59 566	62 900	5,6%	3 134	53 244	56 378	5,9%	94,0%	89,4%	89,6%
1994-1995	3 475	59 031	62 506	5,9%	3 134	52 897	56 031	5,9%	90,2%	89,6%	89,6%
1995-1996	3 504	58 504	62 008	6,0%	1 684	31 267	32 951	5,4%	48,1%	53,4%	53,1%
1996-1997	3 528	58 077	61 605	6,1%	2 131	38 369	40 500	5,6%	60,4%	66,1%	65,7%
1997-1998	3 550	57 603	61 153	6,2%	3 123	51 796	54 919	6,0%	88,0%	89,9%	89,8%
1998-1999	3 869	56 896	60 765	6,8%	3 119	51 457	54 576	6,1%	80,6%	90,4%	89,8%
1999-2000	5 409	54 796	60 205	9,9%	5 381	48 310	53 691	11,1%	99,5%	88,2%	89,2%
2000-2001	5 541	54 212	59 753	10,2%	1 608	19 982	21 590	8,0%	29,0%	36,9%	36,1%
2001-2002	5 589	53 717	59 306	10,4%	837	9 051	9 888	9,2%	15,0%	16,8%	16,7%
2002-2003	5 625	53 127	58 752	10,6%	1 119	11 284	12 403	9,9%	19,9%	21,2%	21,1%
2003-2004	5 687	52 463	58 150	10,8%	1 327	13 596	14 923	9,8%	23,3%	25,9%	25,7%

Source : (1) Base Centrale des Etablissements (BCE) (2) Fichiers administratifs d'établissements primaires (Enquête n°19); (3) = (2)/(1) (public+privé)

Lecture : Ce tableau compare les nombres totaux d'écoles primaires enregistrés dans la BCE (en principe exhaustive) et dans les enquêtes n°19. Contrairement au tableau A1, ce tableau concerne l'ensemble des écoles primaires, élémentaires et maternelles (les écoles primaires sans effectifs inscrits dans les niveaux élémentaires avaient été exclues du champ du tableau A1). En 1991-1992, on constate que l'enquête n°19 recense 3131 écoles classées en ZEP, soit 96% des écoles ZEP enregistrées dans la BCE, et 54 484 écoles hors ZEP, soit 89% des écoles hors ZEP enregistrées dans la BCE (le meilleur taux de réponse en ZEP semble s'expliquer pour une large part par le fait que le taux de réponse est globalement meilleur dans les écoles publiques que dans les écoles privées).

Au total, l'enquête n° 19 concerne ainsi 89,4% des écoles en 1991-1992. Le pourcentage d'écoles ZEP est selon les données de l'enquête n°19 égal à 5,7%, contre 5,3% dans la BCE. En 2001-2002, on n'observe plus que 15,0% des écoles ZEP et 16,8% des écoles hors ZEP. La grève touche donc plus de 80% des établissements, et elle touche proportionnellement plus les écoles de ZEP, qui forment 8,5% de l'échantillon observé dans l'enquête n°19 alors qu'elles représentent 10,4% du total des écoles. Il est donc possible que l'enquête n°19 conduise à surestimer légèrement la taille moyenne des classes en fin de période, ce qui expliquerait (au moins en partie) pourquoi la légère baisse tendancielle de la taille moyenne des classes constatée sur le graphique 1.1 s'interrompt à partir du début des années 2000. En tout état de cause, les changements de champs dus aux grèves ne semblent pas affecter la tendance sur l'écart de tailles de classe entre ZEP et hors ZEP, qui demeure inchangée lorsque l'on se restreint pour toute la période au champ des écoles présentes en 2003-2004 dans l'enquête n°19 (cf. tableau A3 et graphique A2).

**Tableau A3** : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, champ restreint aux établissements observés en 2003-2004 dans l'enquête n°19

	ZEP				Hors ZEP				Ensemble					
	(1) N. écoles	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(1) N. écoles	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(1) N. écoles	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(5) % écoles ZEP	(6) % élèves ZEP
1991-1992	809	70 246	3 023	23,2	12 943	747 421	33 564	22,3	13 752	817 667	36 587	22,3	5,9%	8,6%
1992-1993	808	69 364	3 028	22,9	13 028	756 472	33 901	22,3	13 836	825 836	36 929	22,4	5,8%	8,4%
1993-1994	809	68 531	2 996	22,9	13 253	785 686	34 974	22,5	14 062	854 217	37 970	22,5	5,8%	8,0%
1994-1995	809	67 819	2 959	22,9	13 370	803 619	35 628	22,6	14 179	871 438	38 587	22,6	5,7%	7,8%
1995-1996	583	49 020	2 149	22,8	10 006	570 054	25 260	22,6	10 589	619 074	27 409	22,6	5,5%	7,9%
1996-1997	654	54 748	2 424	22,6	11 208	675 216	29 786	22,7	11 862	729 964	32 210	22,7	5,5%	7,5%
1997-1998	810	64 259	2 912	22,1	13 607	826 322	36 693	22,5	14 417	890 581	39 605	22,5	5,6%	7,2%
1998-1999	810	62 752	2 883	21,8	13 684	824 594	36 906	22,3	14 494	887 346	39 789	22,3	5,6%	7,1%
1999-2000	1309	102 140	4 758	21,5	13 267	781 730	35 159	22,2	14 576	883 870	39 917	22,1	9,0%	11,6%
2000-2001	1309	61 786	2 878	21,5	13 267	487 774	22 050	22,1	14 576	549 560	24 928	22,0	9,0%	11,2%
2001-2002	722	53 199	2 500	21,3	7 343	423 593	18 969	22,3	8 065	476 792	21 469	22,2	9,0%	11,2%
2002-2003	1327	67 108	3 199	21,0	13 596	560 958	25 178	22,3	14 923	628 066	28 377	22,1	8,9%	10,7%
2003-2004	1327	96 770	4 648	20,8	13 596	787 363	35 741	22,0	14 923	884 133	40 389	21,9	8,9%	10,9%

Source : Calculs à partir des fichiers administratifs d'établissement primaires (Enquête n°19, MEN-DEPP) (public+privé)

Lecture : Cf. tableau A1

**Tableau A4** : La taille des classes dans les collèges français (1960-2004)

	Ensemble			Public			Privé		
	(1) N. élèves	(2) N. classes	(3) Taille moyenne [=(1)/(2)]	(1) N. élèves	(2) N. classes	(3) Taille moyenne [=(1)/(2)]	(1) N. élèves	(2) N. classes	(3) Taille moyenne [=(1)/(2)]
1960	1 453 233			1 090 656			362 577		
1961	1 600 973			1 212 136			388 837		
1962	1 720 711			1 323 605			397 106		
1963	1 774 928			1 374 465			400 463		
1964	1 814 412			1 406 658			407 754		
1965	1 900 869			1 482 619			418 250		
1966	1 976 562			1 543 366	56 041	27,5	433 196		
1967	2 140 044			1 687 846	60 876	27,7	452 198		
1968	2 389 665			1 911 057	70 121	27,3	478 608		
1969	2 618 711			2 119 231	79 210	26,8	499 480		
1970	2 779 184	106 155	26,2	2 264 430	85 756	26,4	514 754	20 399	25,2
1971	2 927 916	112 237	26,1	2 393 425	91 334	26,2	534 491	20 903	25,6
1972	3 033 967	117 575	25,8	2 489 538	96 462	25,8	544 429	21 113	25,8
1973	3 089 764	122 544	25,2	2 530 760	100 333	25,2	559 004	22 211	25,2
1974	3 125 331	123 599	25,3	2 560 882	101 134	25,3	564 449	22 465	25,1
1975	3 162 533	124 273	25,4	2 589 172	101 672	25,5	573 361	22 601	25,4
1976	3 192 390	126 568	25,2	2 607 436	103 181	25,3	584 954	23 387	25,0
1977	3 167 928	128 196	24,7	2 582 010	104 684	24,7	585 918	23 512	24,9
1978	3 154 214	130 688	24,1	2 566 694	106 660	24,1	587 520	24 028	24,5
1979	3 151 062	132 440	23,8	2 554 358	107 711	23,7	596 704	24 729	24,1
1980	3 137 850	133 330	23,5	2 532 446	108 080	23,4	605 404	25 250	24,0
1981	3 145 884	134 086	23,5	2 534 700	108 600	23,3	611 184	25 486	24,0
1982	3 199 770	136 208	23,5	2 575 332	110 372	23,3	624 438	25 836	24,2
1983	3 269 194	137 214	23,8	2 624 569	111 106	23,6	644 625	26 108	24,7
1984	3 329 521	137 399	24,2	2 660 117	110 910	24,0	669 404	26 489	25,3
1985	3 331 932	135 904	24,5	2 651 449	109 122	24,3	680 483	26 782	25,4
1986	3 291 888	133 697	24,6	2 615 217	106 848	24,5	676 671	26 849	25,2
1987	3 286 839	134 518	24,4	2 616 687	107 417	24,4	670152	27 101	24,7
1988	3 224 780	132 593	24,3	2 562 409	105 496	24,3	662 371	27 097	24,4
1989	3 156 913	130 126	24,3	2 503 758	103 253	24,2	653 155	26 874	24,3
1990	3 134 604	128 791	24,3	2 485 237	102 100	24,3	649 367	26 691	24,3
1991	3 167 855	129 799	24,4	2 511 323	103 085	24,4	656 532	26 714	24,6
1992	3 228 280	132 246	24,4	2 560 485	105 258	24,3	667 795	26 988	24,7
1993	3 284 686	133 041	24,7	2 607 229	105 853	24,6	677 457	27 188	24,9
1994	3 285 419	133 486	24,6	2 612 694	106 402	24,6	672 725	27 084	24,8
1995	3 261 592	132 737	24,6	2 593 278	105 692	24,5	668 314	27 045	24,7
1996	3 223 479	131 743	24,5	2 561 493	104 851	24,4	661 986	26 892	24,6
1997	3 186 357	130 651	24,4	2 527 321	103 888	24,3	659 036	26 763	24,6
1998	3 168 757	130 010	24,4	2 511 716	103 321	24,3	657 041	26 689	24,6
1999	3 164 148	130 012	24,3	2 505 825	103 400	24,2	658 323	26 612	24,7
2000	3 159 474	130 375	24,2	2 499 646	103 704	24,1	659 828	26 671	24,7
2001	3 146 518	130 259	24,2	2 486 006	103 536	24,0	660 512	26 723	24,7
2002	3 134 705	130 041	24,1	2 473 233	103 283	23,9	661 472	26 758	24,7
2003	3 108 508	128 669	24,2	2 447 569	102 022	24,0	660 939	26 647	24,8
2004	3 057 875	126 786	24,1	2 401 566	100 257	24,0	656 309	26 529	24,7

**Source** : Calculs à partir des fichiers "Thèmes" (MEN-DEPP) pour la période 1993-2004, et des tableaux hors collection HC059 (MEN-DEPP) pour la période 1960-1993 (public+privé pour l'ensemble de la période 1960-2004).

**Note** : Le champ couvert par ce tableau est l'ensemble des élèves scolarisés en France métropolitaine dans le premier cycle du secondaire, à l'exclusion des classes de sections d'enseignement général et professionnel adapté (SEGPA), dont les effectifs par classe n'obéissent pas aux mêmes contraintes que dans les autres classes des collèges, ainsi que des élèves des Etablissements Régionaux d'Enseignement Adapté (EREA). Les champs couverts par les tableaux hors collection HC059 et les fichiers "Thèmes" sont identiques (aucune discontinuité en 1993, pour les collèges comme pour les lycées). A la différence des tableaux présentés pour le primaire (cf. tableau A1), nous présentons pour les collèges et les lycées uniquement les moyennes de tailles de classes pondérées par nombre de classes (les sources disponibles avant 1993 ne permettent pas de calculer les moyennes de tailles de classes pondérées par le nombre d'élèves ; les fichiers "Thèmes" disponibles à partir de 1993 permettent de s'assurer que les tailles moyennes pondérées par le nombre d'élèves suivent le même trend que celles pondérées par le nombre de classes).

**Tableau A5** : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les collèges français (1995-2004)

	ZEP				Hors ZEP				Ensemble					
	(1) N. collèges	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(1) N. collèges	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(1) N. collèges	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(5) % collèges ZEP	(6) % élèves ZEP
1995-1996	739	362 002	15 563	23,3	7 312	2 899 590	117 173	24,7	8 051	3 261 592	132 736	24,6	9,18%	11,10%
1996-1997	735	353 827	15 351	23,0	7 270	2 869 652	116 391	24,7	8 005	3 223 479	131 742	24,5	9,18%	10,98%
1997-1998	730	346 980	15 194	22,8	7 235	2 839 377	115 457	24,6	7 965	3 186 357	130 651	24,4	9,17%	10,89%
1998-1999	766	361 025	15 957	22,6	7 176	2 807 732	114 053	24,6	7 942	3 168 757	130 010	24,4	9,64%	11,39%
1999-2000	884	420 987	18 774	22,4	7 008	2 743 161	111 238	24,7	7 892	3 164 148	130 012	24,3	11,20%	13,30%
2000-2001	884	414 358	18 658	22,2	6 957	2 745 116	111 717	24,6	7 841	3 159 474	130 375	24,2	11,27%	13,11%
2001-2002	890	410 057	18 545	22,1	6 982	2 736 461	111 714	24,5	7 872	3 146 518	130 259	24,2	11,31%	13,03%
2002-2003	895	405 171	18 471	21,9	7 002	2 729 534	111 570	24,5	7 897	3 134 705	130 041	24,1	11,33%	12,93%
2003-2004	892	398 013	18 141	21,9	7 032	2 710 495	110 528	24,5	7 924	3 108 508	128 669	24,2	11,26%	12,80%
2004-2005	891	389 147	17 772	21,9	6 999	2 668 728	109 014	24,5	7 890	3 057 875	126 786	24,1	11,29%	12,73%

Source : Calculs à partir des fichiers "Thèmes" 1995-2004 (MEN-DEPP) (public+privé)

Note : Le champ couvert par ce tableau comprend l'ensemble des élèves scolarisés en France métropolitaine dans le premier cycle du secondaire, à l'exclusion des classes de sections d'enseignement général et professionnel adapté (SEGPA), dont les effectifs par classe n'obéissent pas aux mêmes contraintes que dans les autres classes des collèges, ainsi que des élèves des Etablissements Régionaux d'Enseignement Adapté (EREA).

**Tableau A6** : La taille des classes dans les lycées français, second cycle général et technologique (1966 – 2004)

	Ensemble			Public			Privé		
	(1) N. élèves	(2) N. classes	(3) Taille moyenne [=(1)/(2)]	(1) N. élèves	(2) N. classes	(3) Taille moyenne [=(1)/(2)]	(1) N. élèves	(2) N. classes	(3) Taille moyenne [=(1)/(2)]
1966	785 276			605 096	19 731	30,7	180 180		
1967	773 582			594 809	20 081	29,6	178 773		
1968	753 959			580 635	20 486	28,3	173 324		
1969	811 488			626 890	21 719	28,9	184 598		
1970	848 675	30 631	27,7	653 337	22 830	28,6	195 338	7 801	25,0
1971	890 106	32 117	27,7	684 183	24 044	28,5	205 923	8 073	25,5
1972	939 131	33 959	27,7	721 673	25 512	28,3	217 458	8 447	25,7
1973	938 729	34 818	27,0	718 678	26 043	27,6	220 051	8 775	25,1
1974	943 532	34 855	27,1	723 476	26 111	27,7	220 056	8 744	25,2
1975	960 822	35 453	27,1	735 212	26 307	27,9	225 610	9 146	24,7
1976	995 443	37 710	26,4	761 190	27 381	27,8	234 253	10 329	22,7
1977	1 022 065	38 581	26,5	783568	28 160	27,8	238 497	10 421	22,9
1978	1 058 110	39 585	26,7	817 079	29 025	28,2	241 031	10 560	22,8
1979	1 089 752	40 434	27,0	841 399	29 524	28,5	248 353	10 910	22,8
1980	1 102 600	40 684	27,1	850 000	29 792	28,5	252 600	10 892	23,2
1981	1 113 800	41 082	27,1	856 700	30 319	28,3	257 100	10 763	23,9
1982	1 127 390	41 044	27,5	870 590	30 377	28,7	256 800	10 667	24,1
1983	1 141 499	41 168	27,7	880 554	30 148	29,2	260 945	11 020	23,7
1984	1 160 332	41 446	28,0	887 160	30 213	29,4	273 172	11 234	24,3
1985	1 208 906	42 386	28,5	927 233	30 962	29,9	281 673	11 424	24,7
1986	1 269 648	43 267	29,3	981 022	31 900	30,8	288 626	11 367	25,4
1987	1 358 030	45 419	29,9	1 059 518	33 775	31,4	298 512	11 644	25,6
1988	1 444 185	48 063	30,0	1 137 803	36 119	31,5	306 382	11 944	25,7
1989	1 528 247	51 006	30,0	1 207 636	38 503	31,4	320 611	12 503	25,6
1990	1 570 976	52 903	29,7	1 243 548	40 139	31,0	327 428	12 764	25,7
1991	1 575 864	53 977	29,2	1 247 779	41 146	30,3	328 085	12 831	25,6
1992	1 552 847	54 352	28,6	1 224 806	41 305	29,7	328 041	13 047	25,1
1993	1 529 476	53 489	28,6	1 203 885	40 601	29,7	325 591	12 888	25,3
1994	1 499 802	52 325	28,7	1 180 322	39 923	29,6	319 480	12 402	25,8
1995	1 482 115	51 940	28,5	1 165 874	39 558	29,5	316 241	12 382	25,5
1996	1 484 132	52 155	28,5	1 167 110	39 792	29,3	317 022	12 363	25,6
1997	1 489 955	52 386	28,4	1 175 556	40 083	29,3	314 399	12 303	25,6
1998	1 477 252	52 188	28,3	1 170 760	39 961	29,3	306 492	12 227	25,1
1999	1 464 445	52 521	27,9	1 162 901	40 336	28,8	301 544	12 185	24,7
2000	1 451 192	52 469	27,7	1 153 343	40 308	28,6	297 849	12 161	24,5
2001	1 453 730	52 711	27,6	1 156 010	40 551	28,5	297 720	12 160	24,5
2002	1 459 855	52 901	27,6	1 161 280	40 748	28,5	298 575	12 153	24,6
2003	1 461 107	52 858	27,6	1 160 790	40 666	28,5	300 317	12 192	24,6
2004	1 463 962	52 556	27,9	1 160 274	40 320	28,8	303 688	12 236	24,8

Source : Calculs à partir des fichiers "Thèmes" (MEN-DEPP) pour la période 1993-2004, et des tableaux hors collection HC059 (MEN-DEPP) pour la période 1966-1993 (public+privé pour l'ensemble de la période 1966-2004).

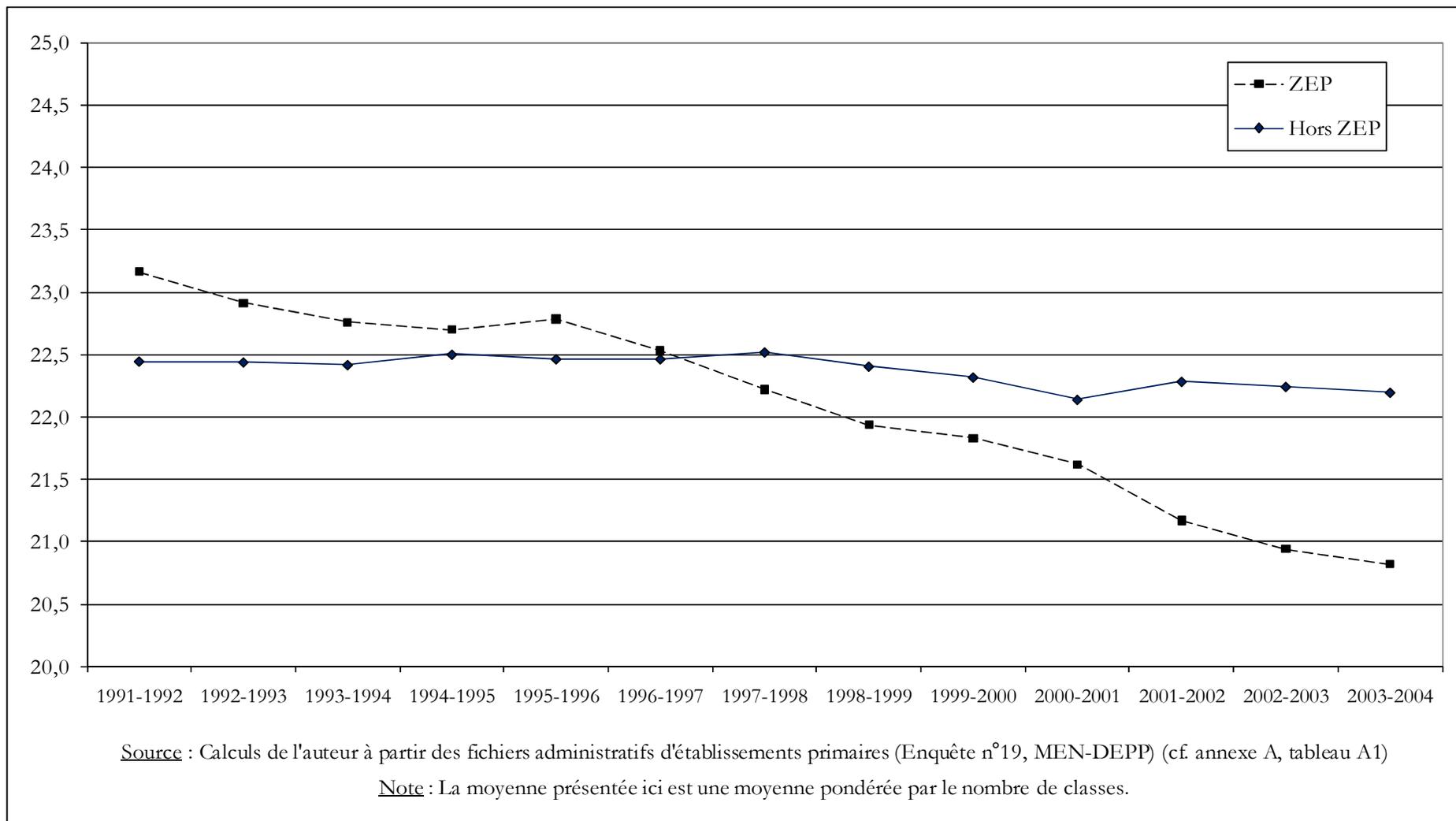
Note : Le champ couvert par ce tableau comprend l'ensemble des élèves scolarisés en France métropolitaine dans le second cycle général et technologique. Les Etablissements Régionaux d'Enseignement Adapté (EREA) ne sont pas comptabilisés.

**Tableau A7** : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les lycées français, second cycle général et technologique (1995-2004)

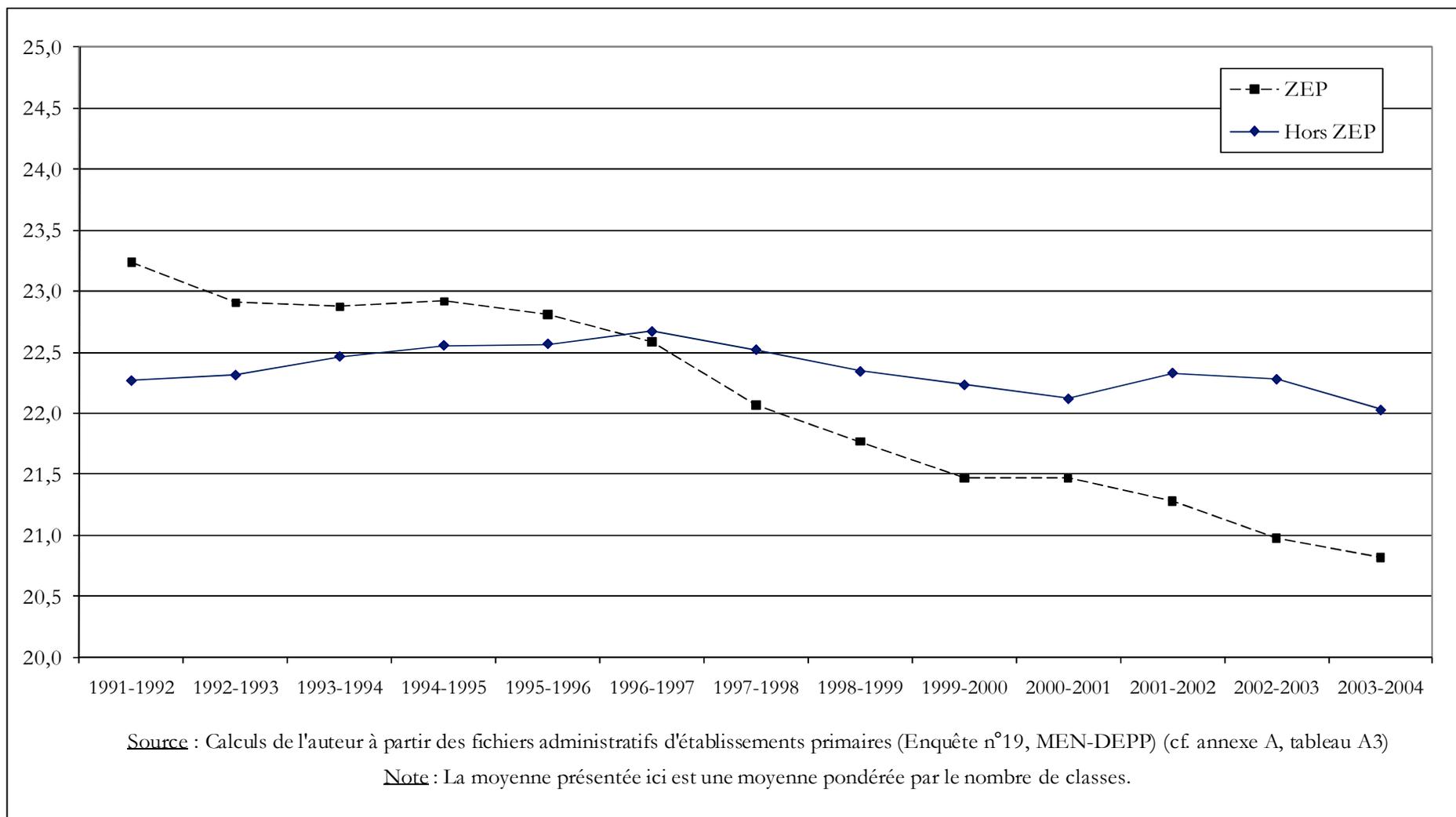
	ZEP				Hors ZEP				Ensemble					
	(1) N. lycées	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(1) N. lycées	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(1) N. lycées	(2) N. élèves	(3) N. classes	(4) Taille moyenne [=(2)/(3)]	(5) % lycées ZEP	(6) % élèves ZEP
1995-1996	42	20 405	813	25,1	2 580	1 461 710	51 127	28,6	2 622	1 482 115	51 940	28,5	1,60%	1,38%
1996-1997	41	20 293	811	25,0	2 584	1 463 839	51 345	28,5	2 625	1 484 132	52 156	28,5	1,56%	1,37%
1997-1998	42	21 808	876	24,9	2 568	1 468 147	51 510	28,5	2 610	1 489 955	52 386	28,4	1,61%	1,46%
1998-1999	49	25 356	1 013	25,0	2 571	1 451 896	51 175	28,4	2 620	1 477 252	52 188	28,3	1,87%	1,72%
1999-2000	48	23 748	959	24,8	2 546	1 440 697	51 562	27,9	2 594	1 464 445	52 521	27,9	1,85%	1,62%
2000-2001	48	23 683	958	24,7	2 546	1 427 509	51 511	27,7	2 594	1 451 192	52 469	27,7	1,85%	1,63%
2001-2002	50	23 917	973	24,6	2 549	1 429 813	51 738	27,6	2 599	1 453 730	52 711	27,6	1,92%	1,65%
2002-2003	50	23 834	972	24,5	2 533	1 436 021	51 929	27,7	2 583	1 459 855	52 901	27,6	1,94%	1,63%
2003-2004	49	23 832	964	24,7	2 540	1 437 275	51 895	27,7	2 589	1 461 107	52 859	27,6	1,89%	1,63%
2004-2005	48	23 669	947	25,0	2 533	1 440 293	51 610	27,9	2 581	1 463 962	52 557	27,9	1,86%	1,62%

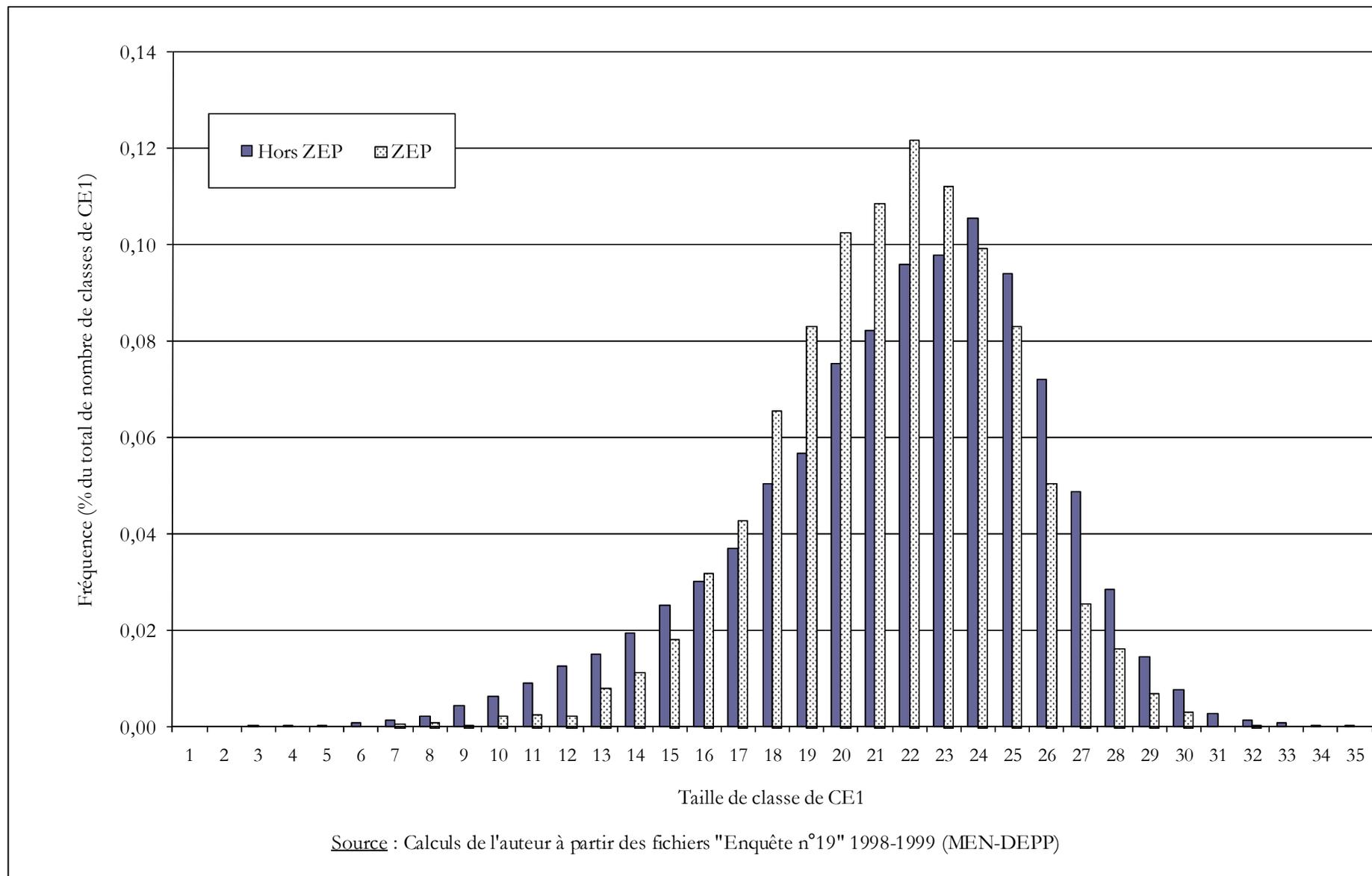
Source : Calculs à partir des fichiers "Thèmes" 1995-2004 (MEN-DEPP) (public+privé)

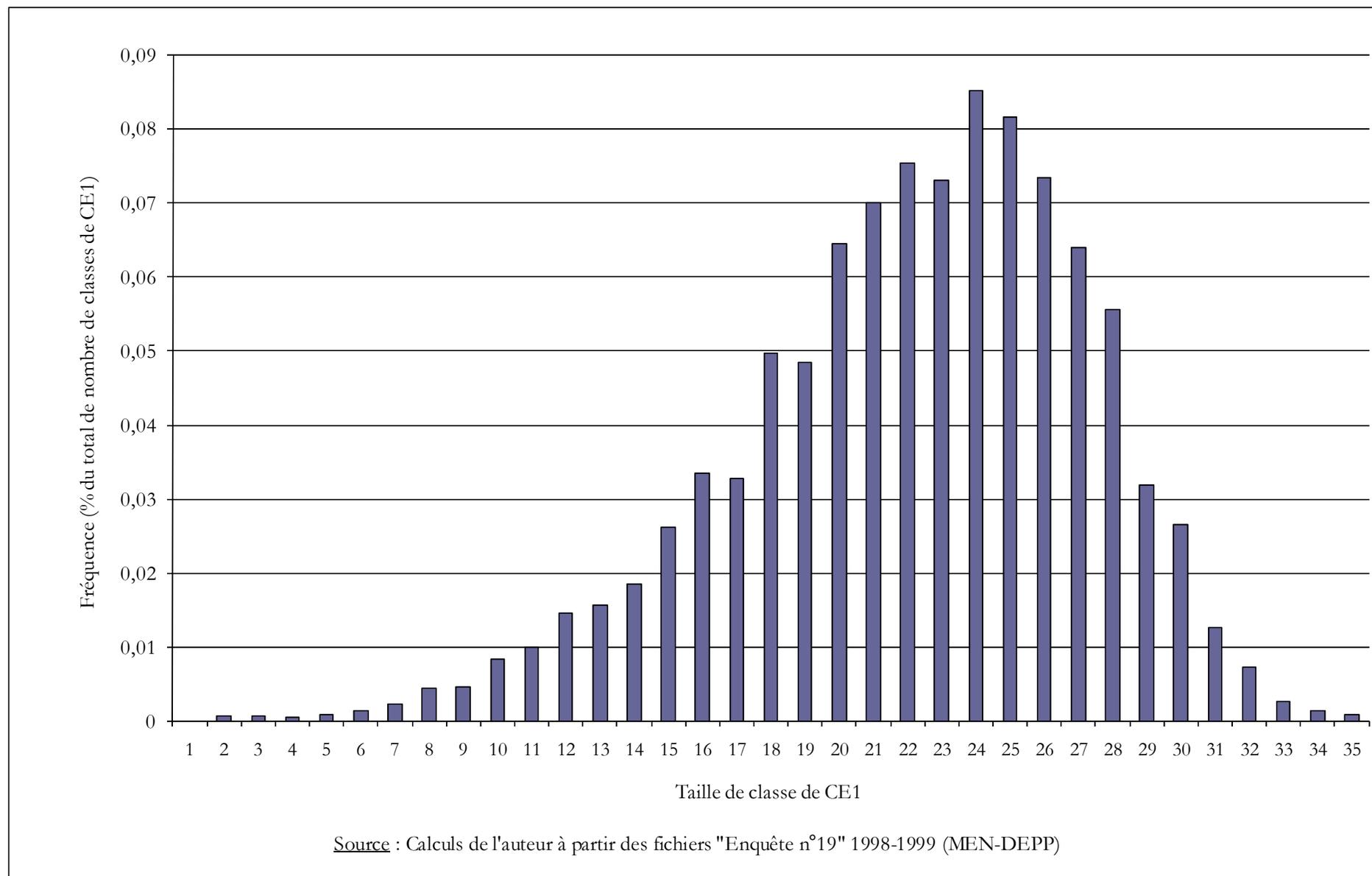
Note : Le champ couvert par ce tableau comprend l'ensemble des élèves scolarisés en France métropolitaine dans le second cycle général et technologique. Les Etablissements Régionaux d'Enseignement Adapté (EREA) ne sont pas comptabilisés.

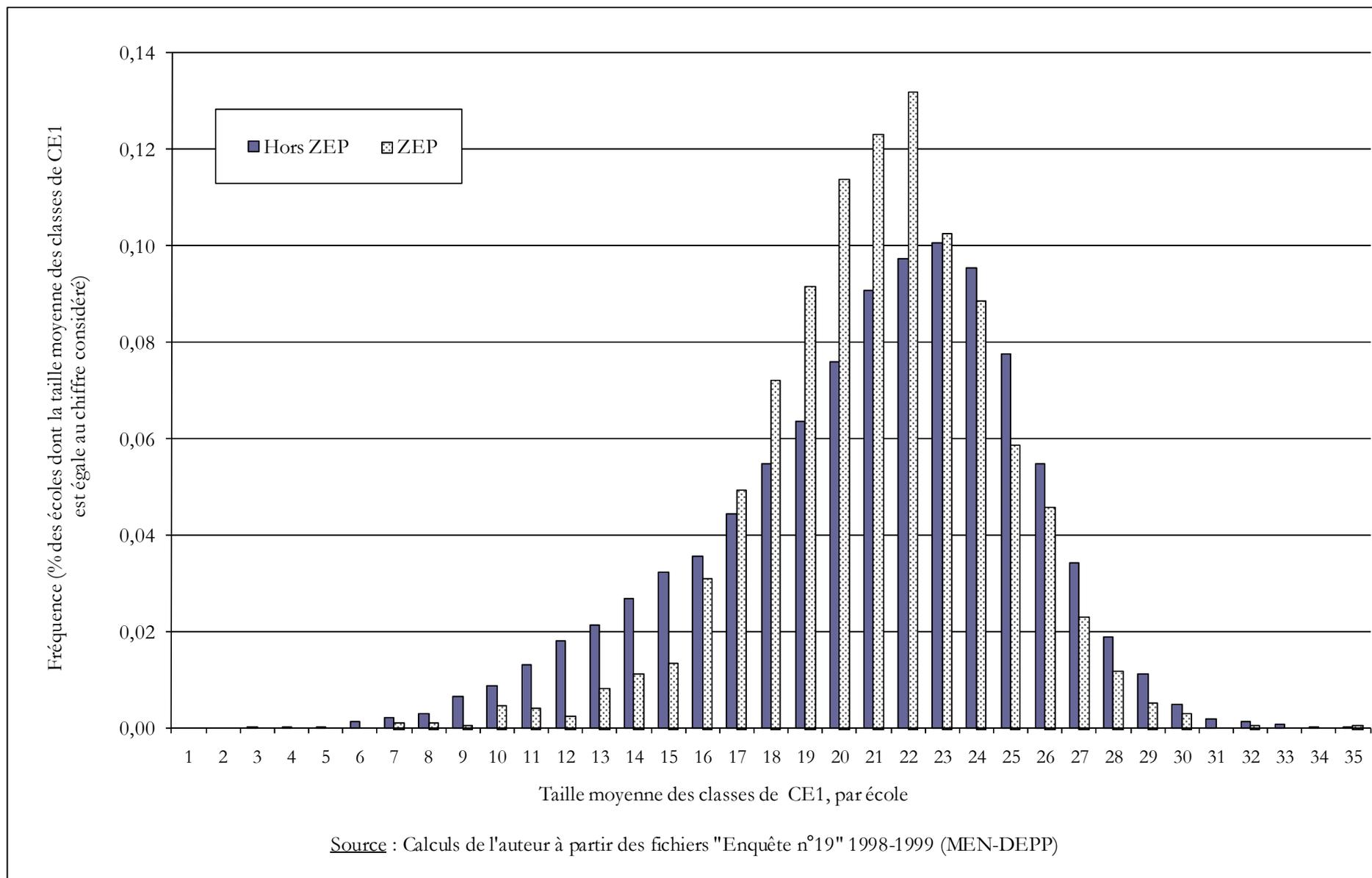
**Graphique A1** : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires (1991-2004)

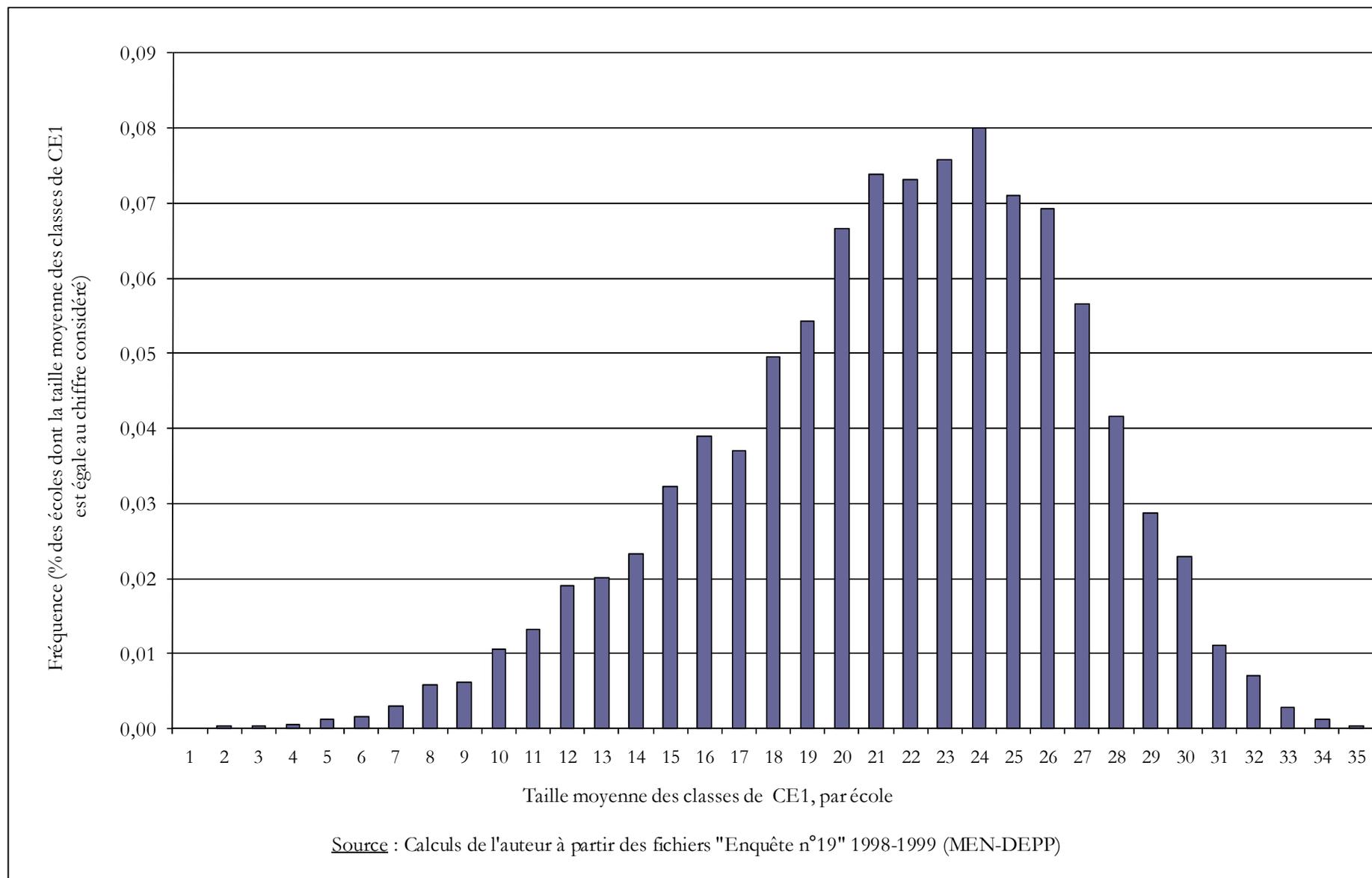
**Graphique A2** : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires (1991-2004) - Champ restreint aux établissements observés en 2003-2004



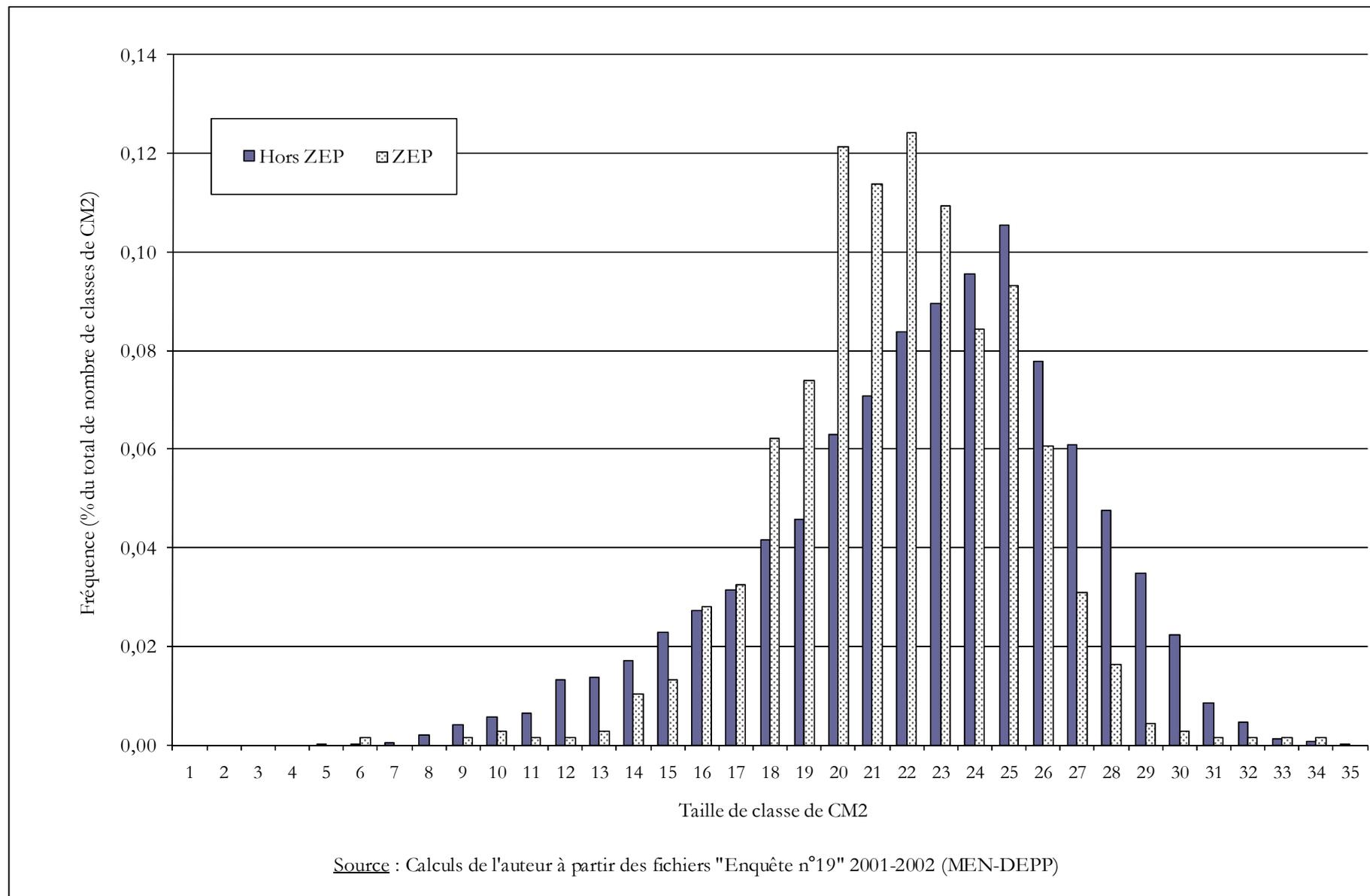
**Graphique A3** : Répartition des tailles de classe de CE1 dans les écoles publiques en ZEP et hors ZEP (1998-1999)

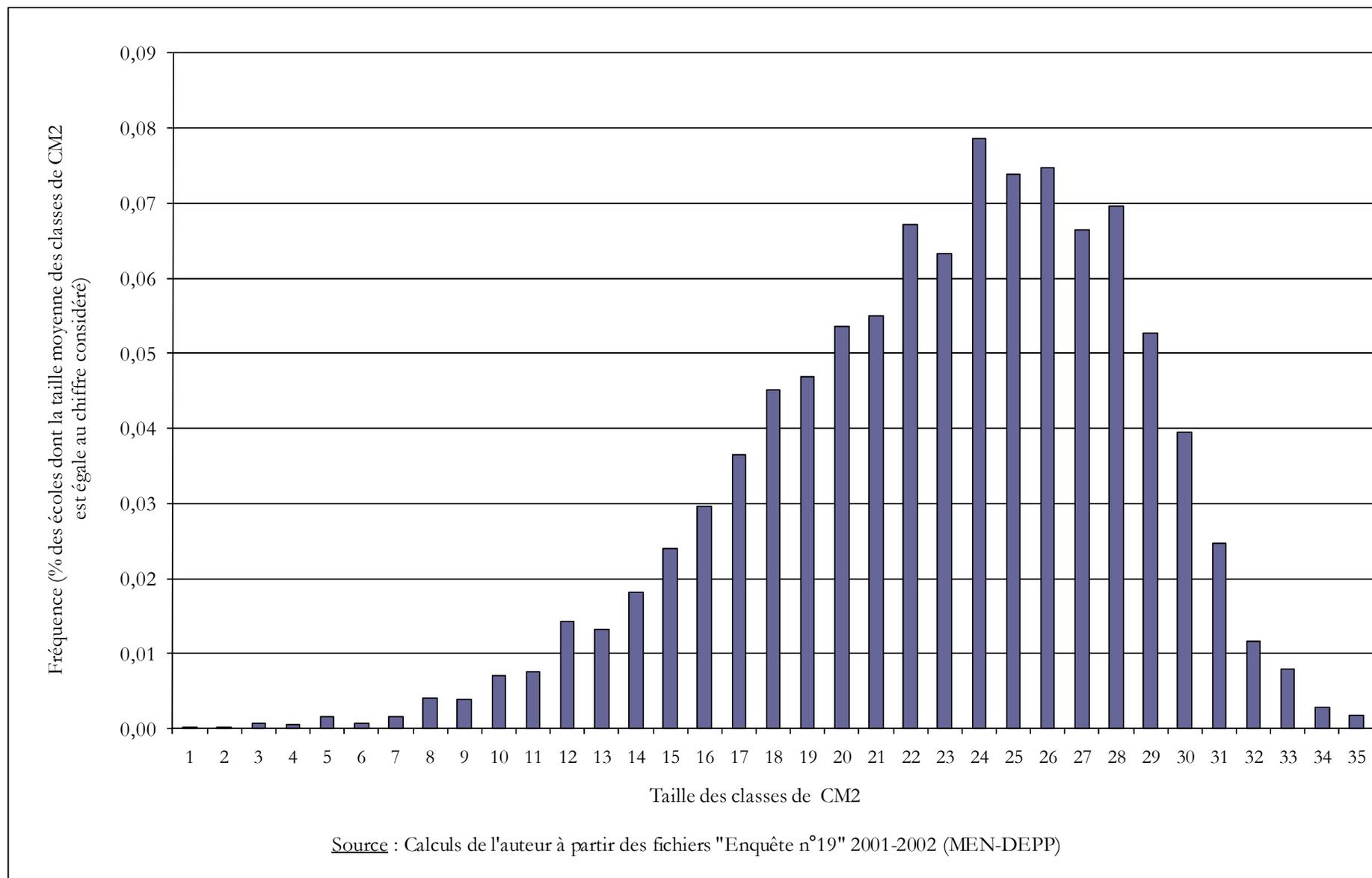
**Graphique A4** : Répartition des tailles de classe de CE1 dans les écoles privées (1998-1999)

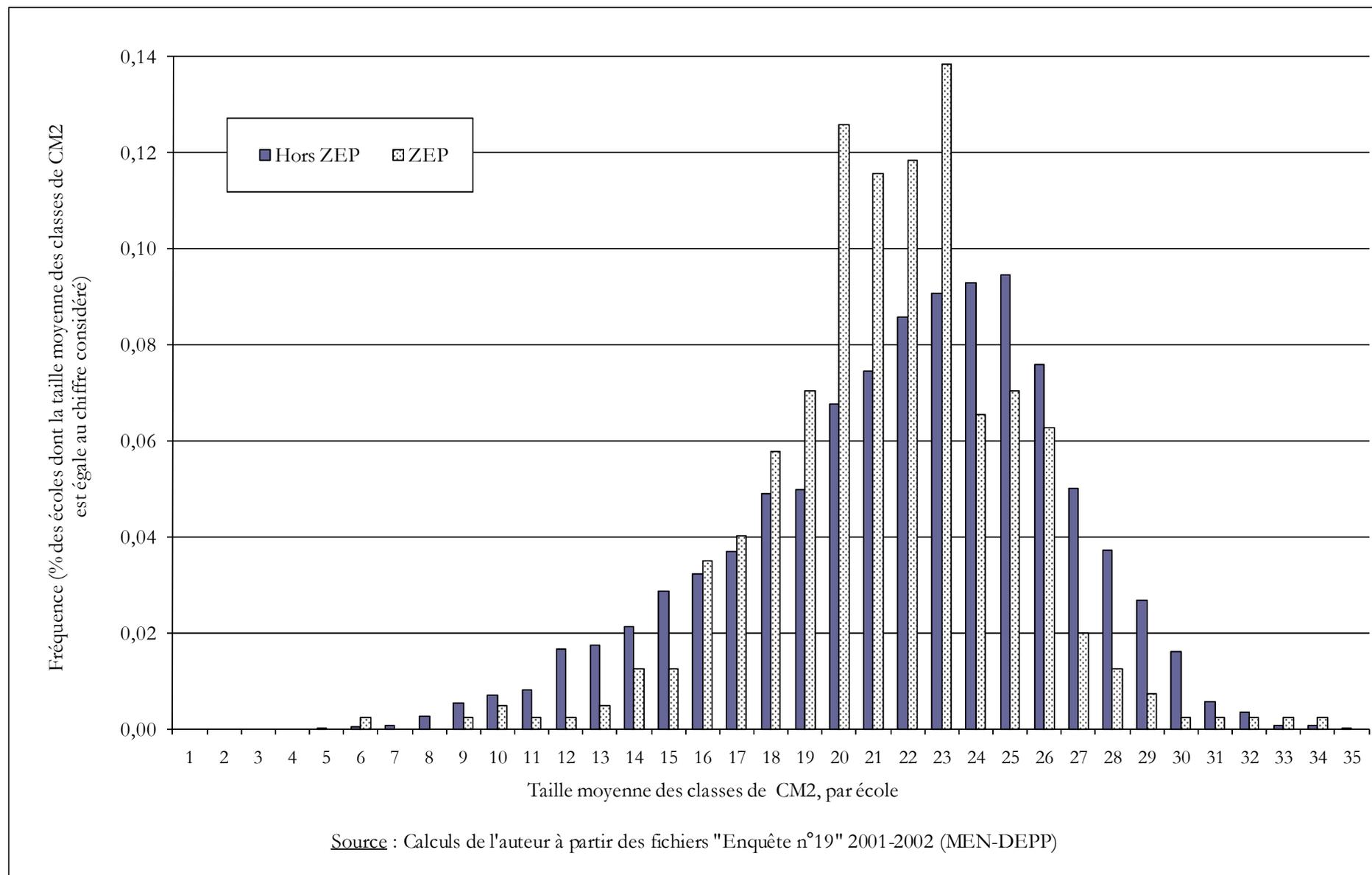
**Graphique A5** : Répartition des tailles moyennes par école des classes de CE1 dans les écoles publiques en ZEP et hors ZEP (1998-1999)

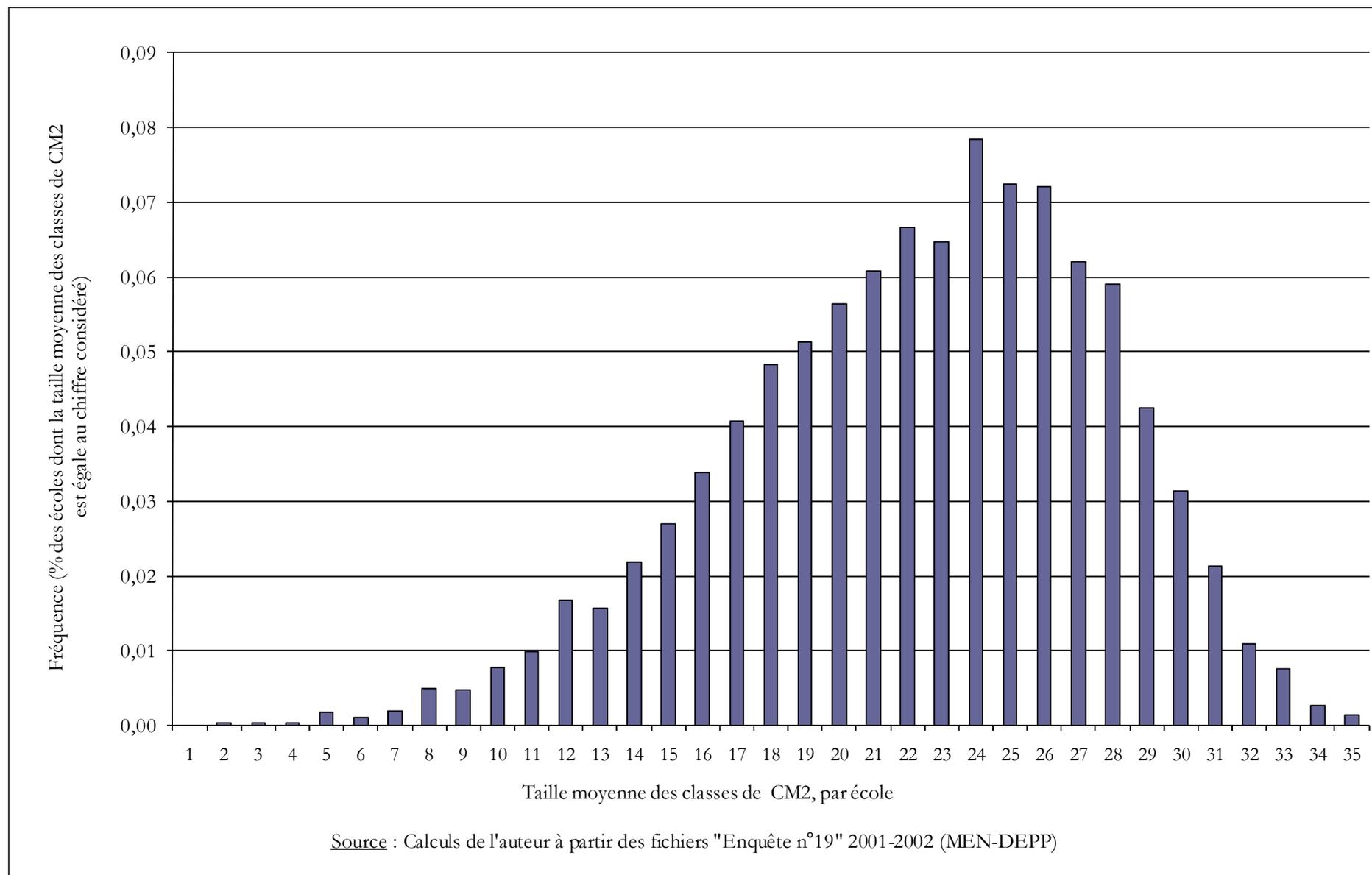
**Graphique A6 :** Répartition des tailles moyennes par école des classes de CE1 dans les écoles privées (1998-1999)

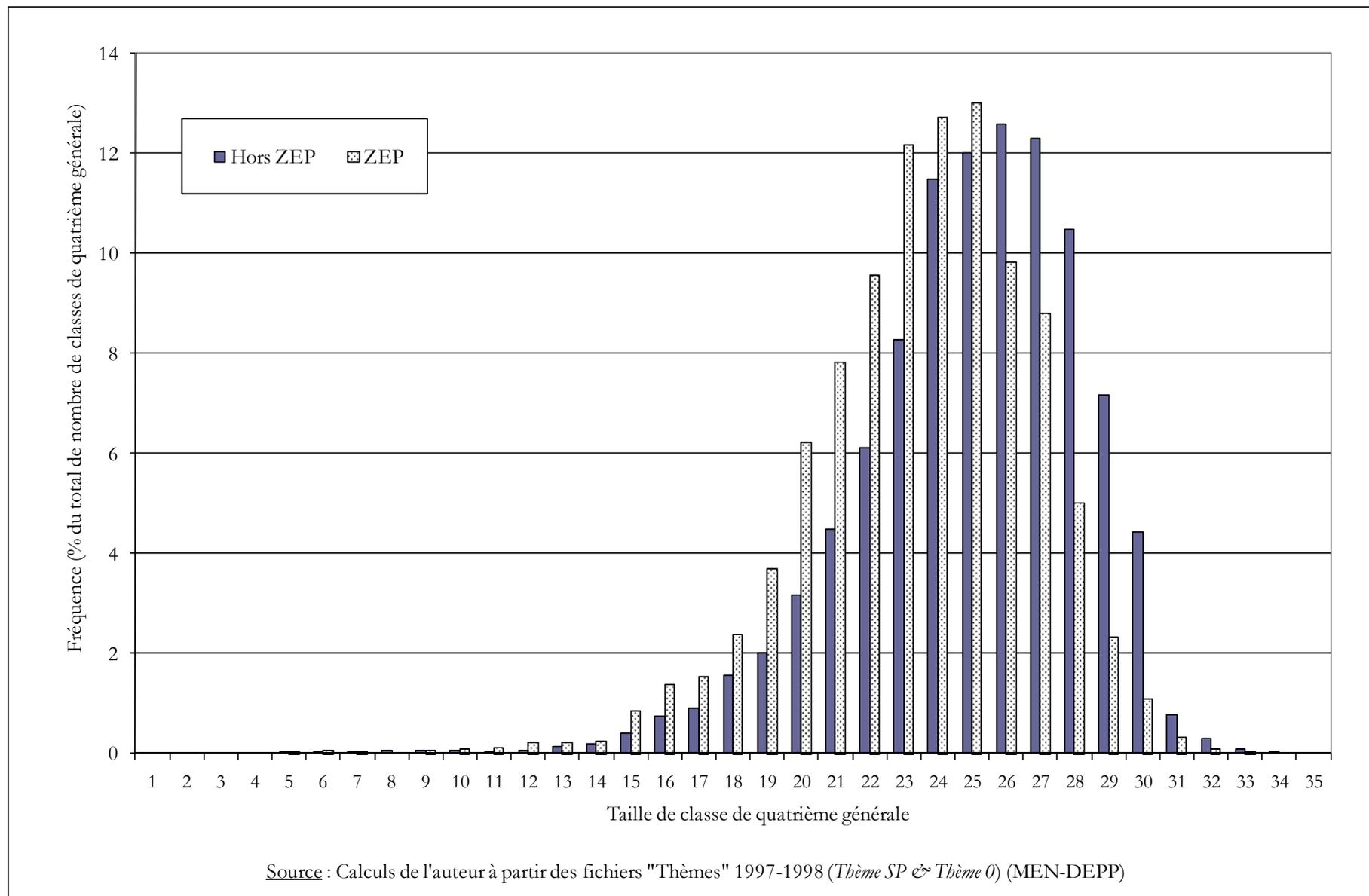
Graphique A7 : Répartition des tailles de classe de CM2 dans les écoles publiques en ZEP et hors ZEP (2001-2002)

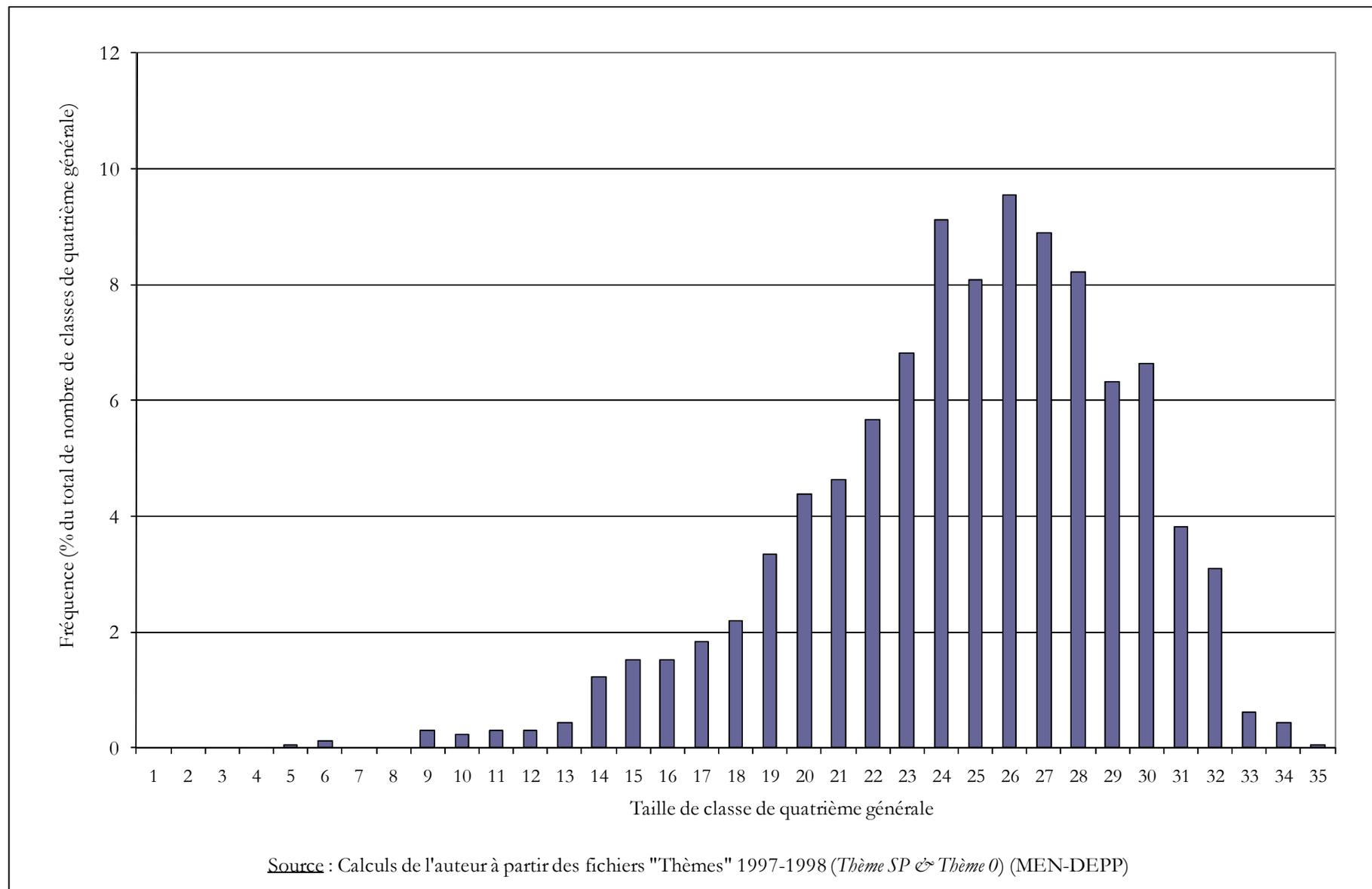


**Graphique A8** : Répartition des tailles de classe de CM2 dans les écoles privées (2001-2002)

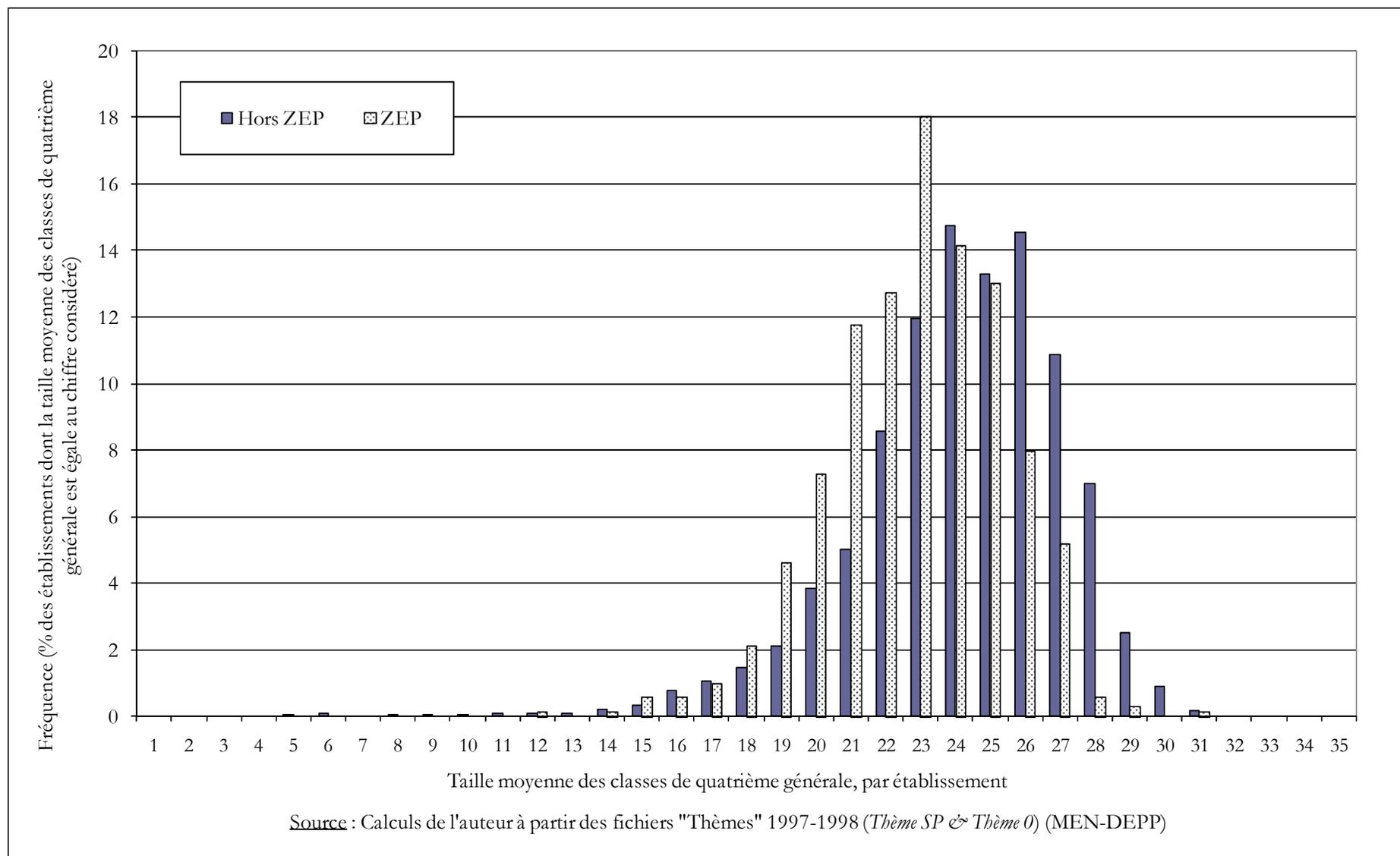
**Graphique A9** : Répartition des tailles moyennes par école des classes de CM2 dans les écoles publiques en ZEP et hors ZEP (2001-2002)

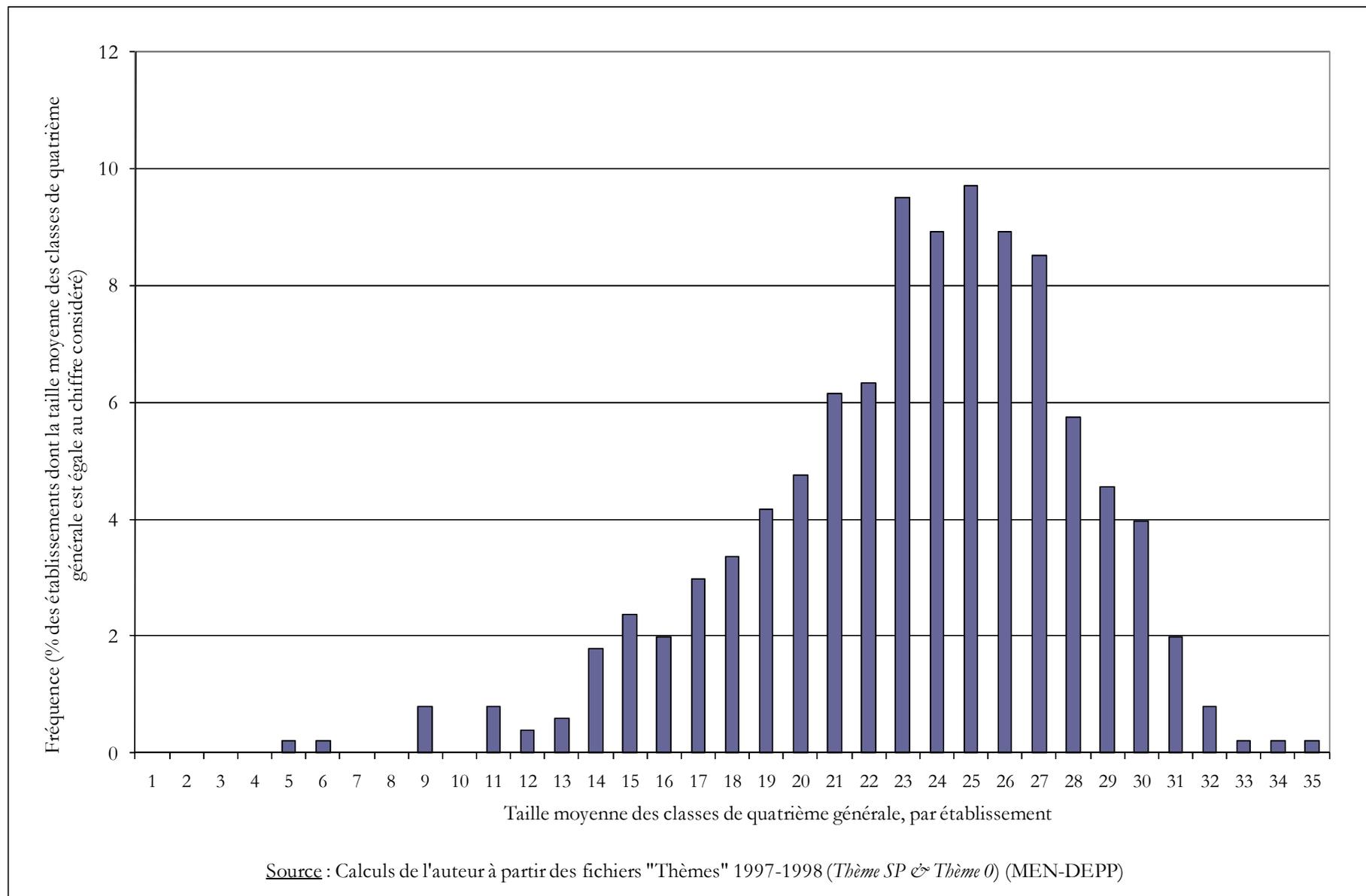
**Graphique A10** : Répartition des tailles moyennes par école des classes de CM2 dans les écoles privées (2001-2002)

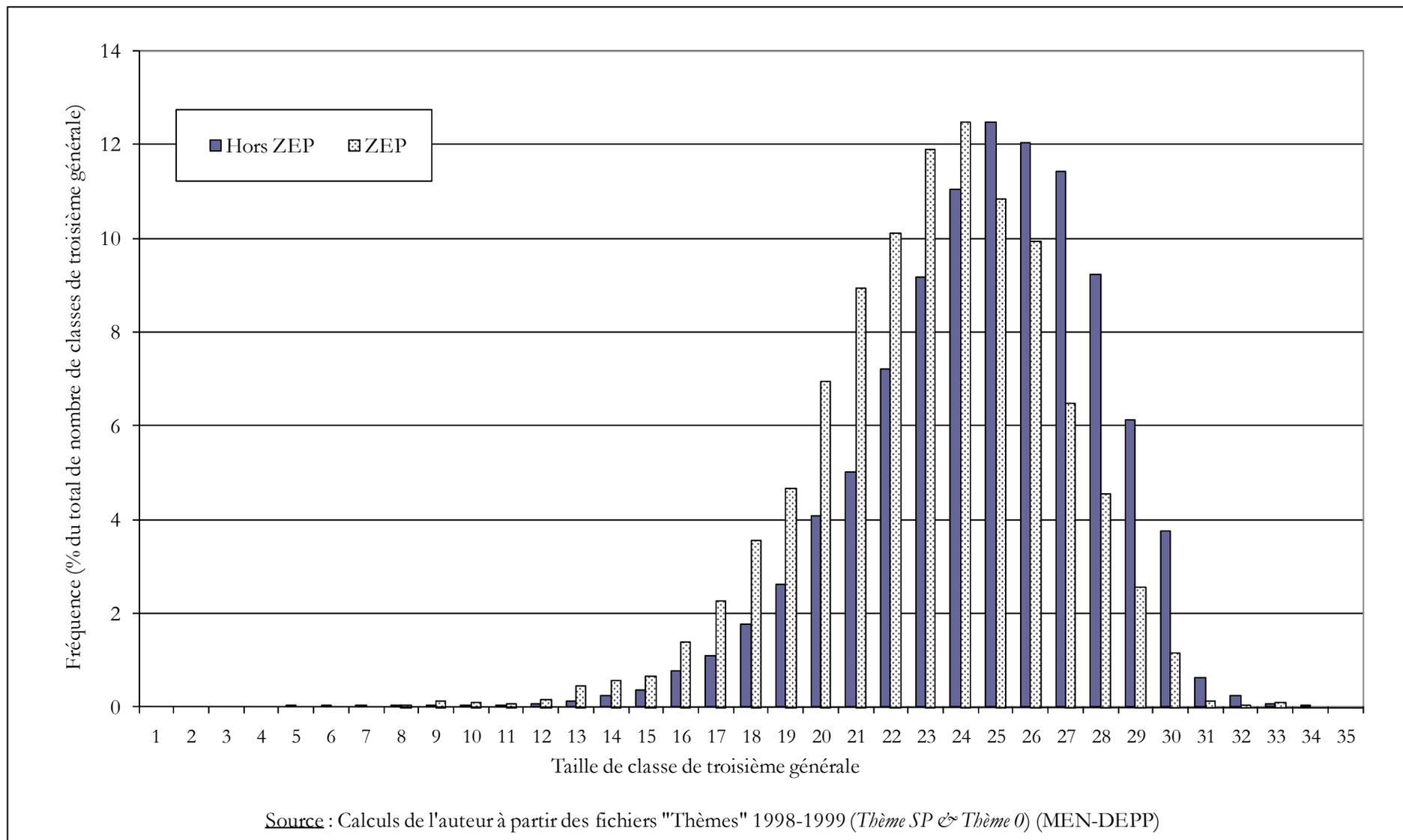
**Graphique A11** : Répartition des tailles de classe de quatrième générale dans les établissements publics en ZEP et hors ZEP (1997-1998)

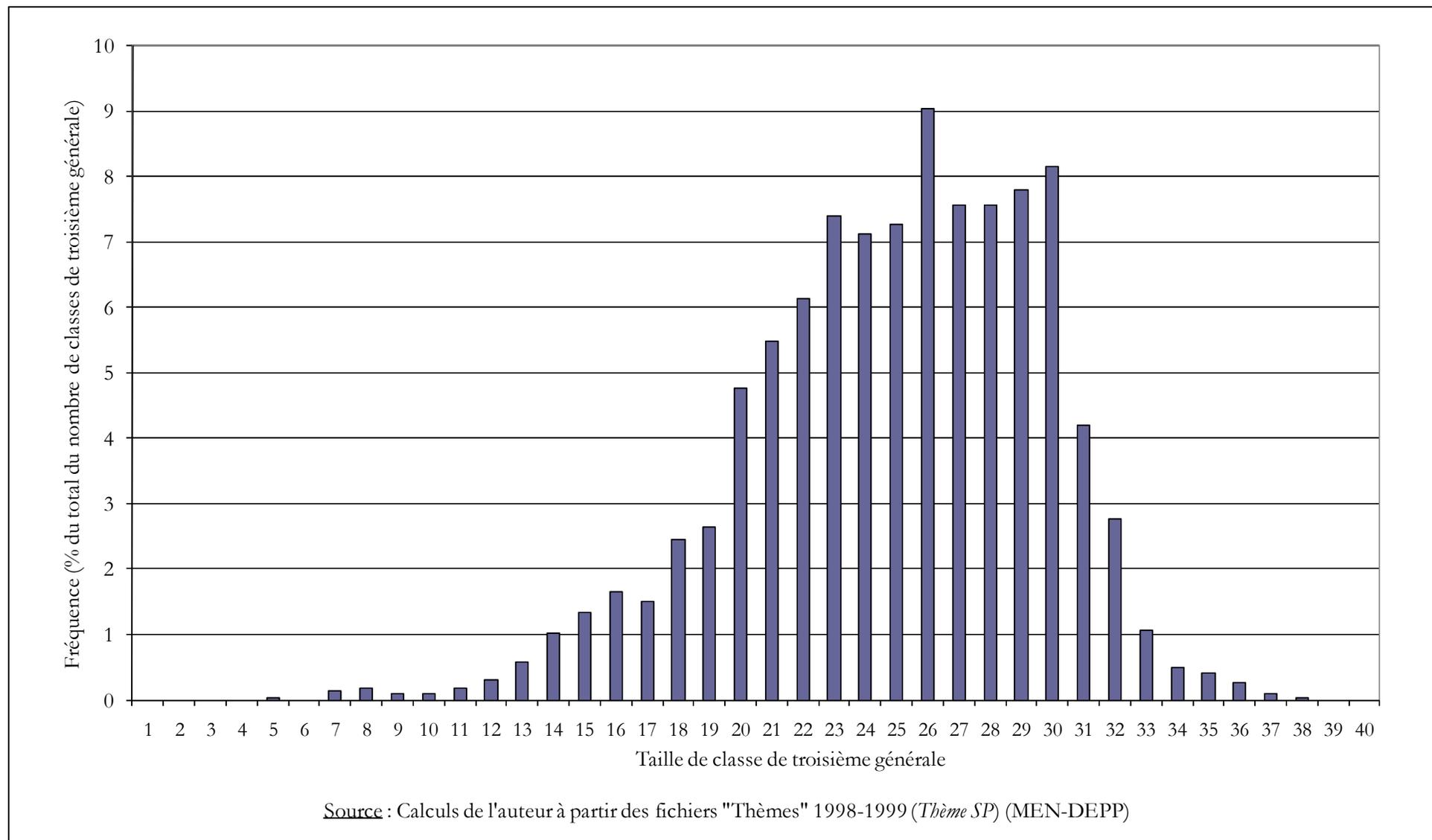
**Graphique A12** : Répartition des tailles de classe de quatrième générale dans les établissements privés (1997-1998)

**Graphique A13** : Répartition des tailles moyennes des classes de quatrième générale par établissement dans les établissements publics en ZEP et hors ZEP (1997-1998)

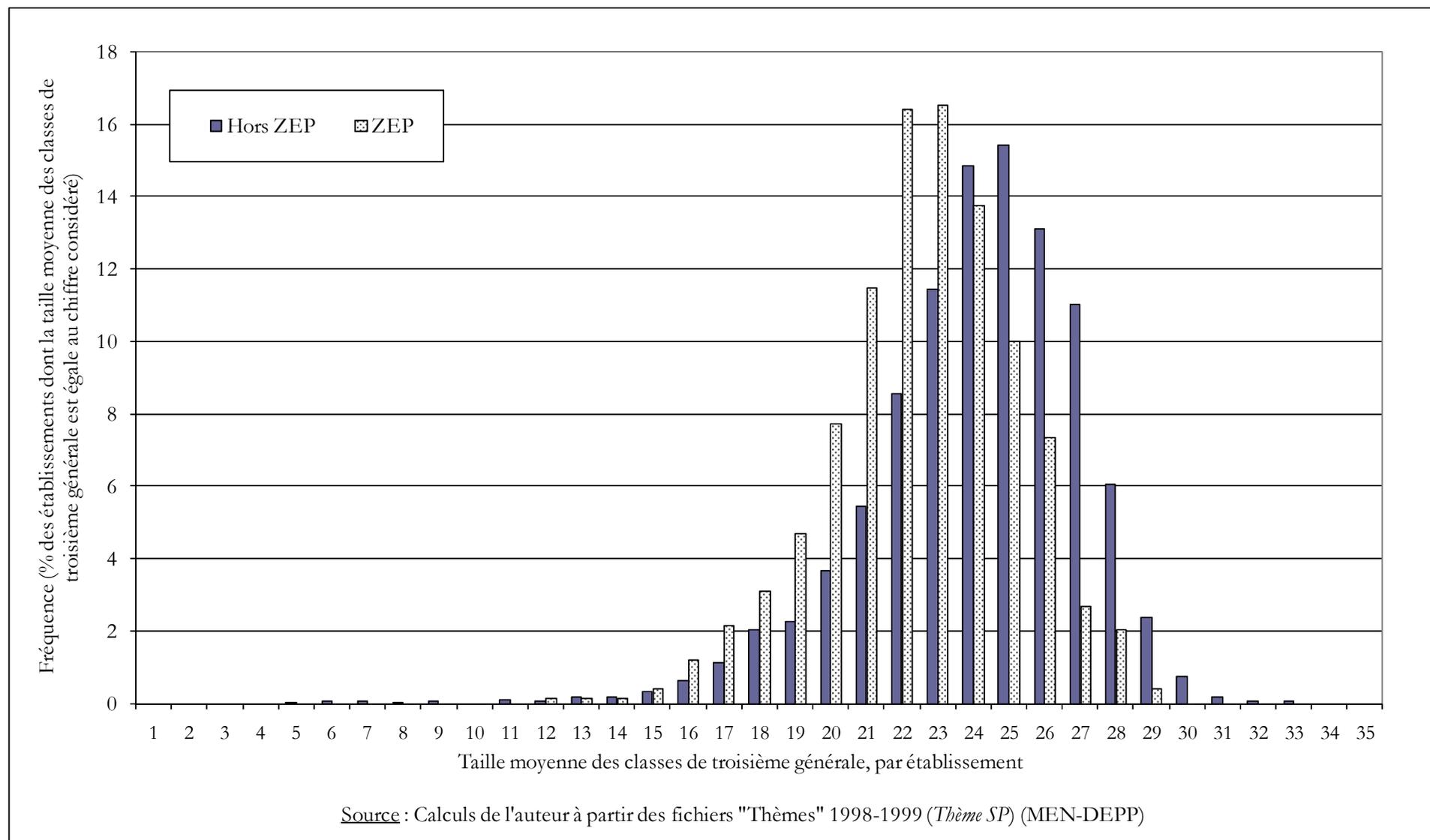


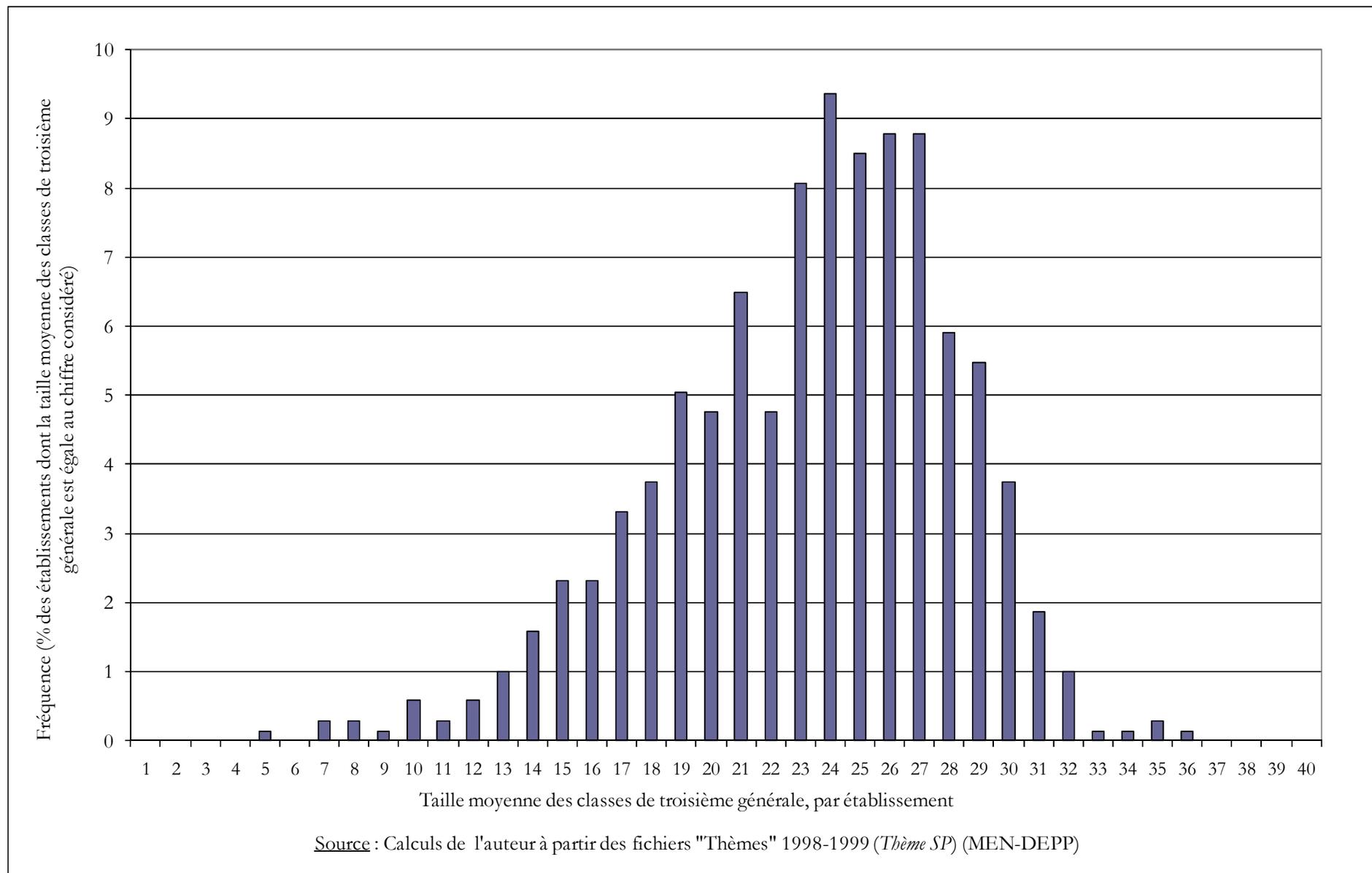
**Graphique A14** : Répartition des tailles moyennes par établissement des classes de quatrième générale dans les établissements privés (1997-1998)

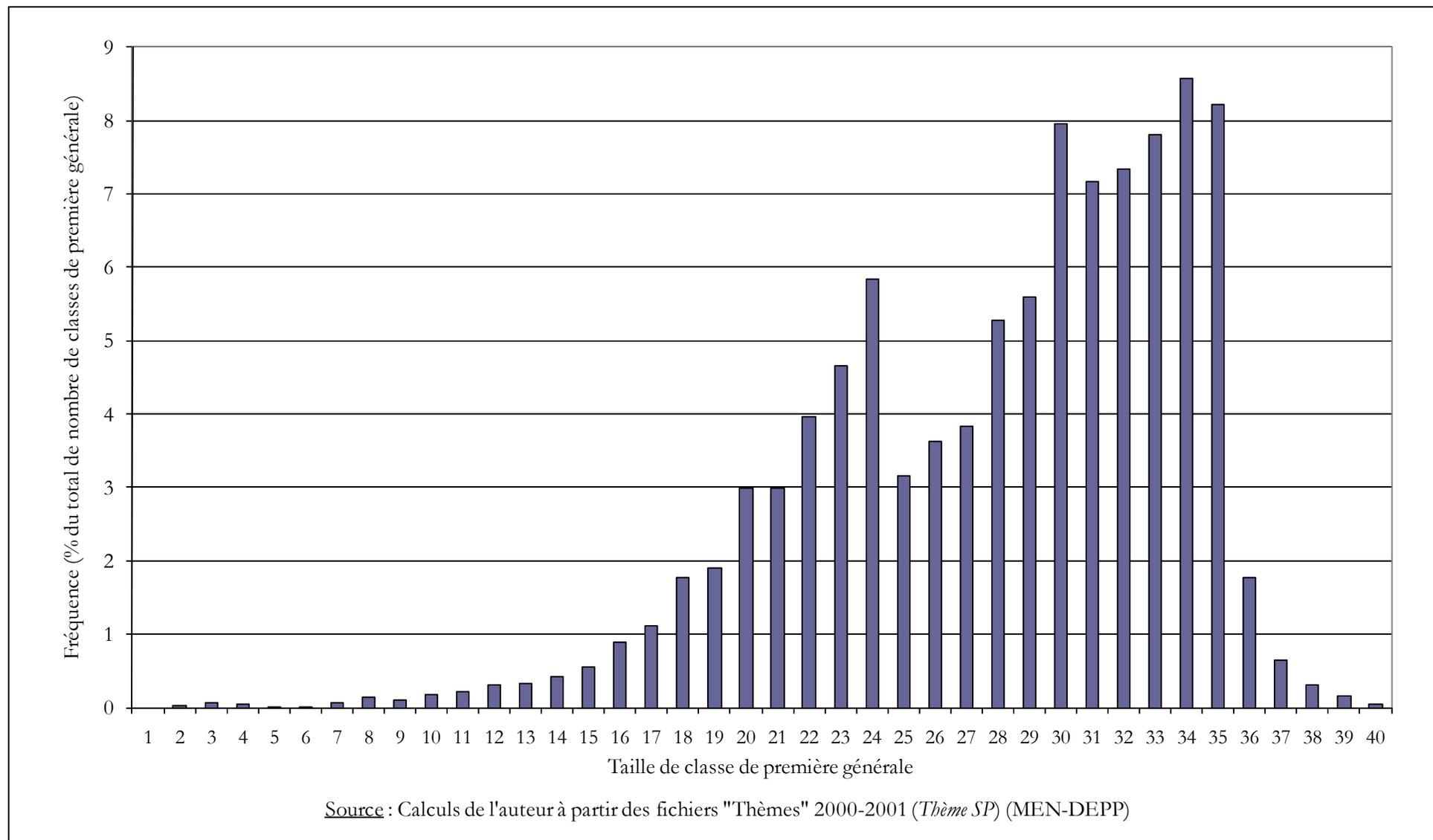
**Graphique A15** : Répartition des tailles de classe de troisième générale dans les établissements publics en ZEP et hors ZEP (1998-1999)

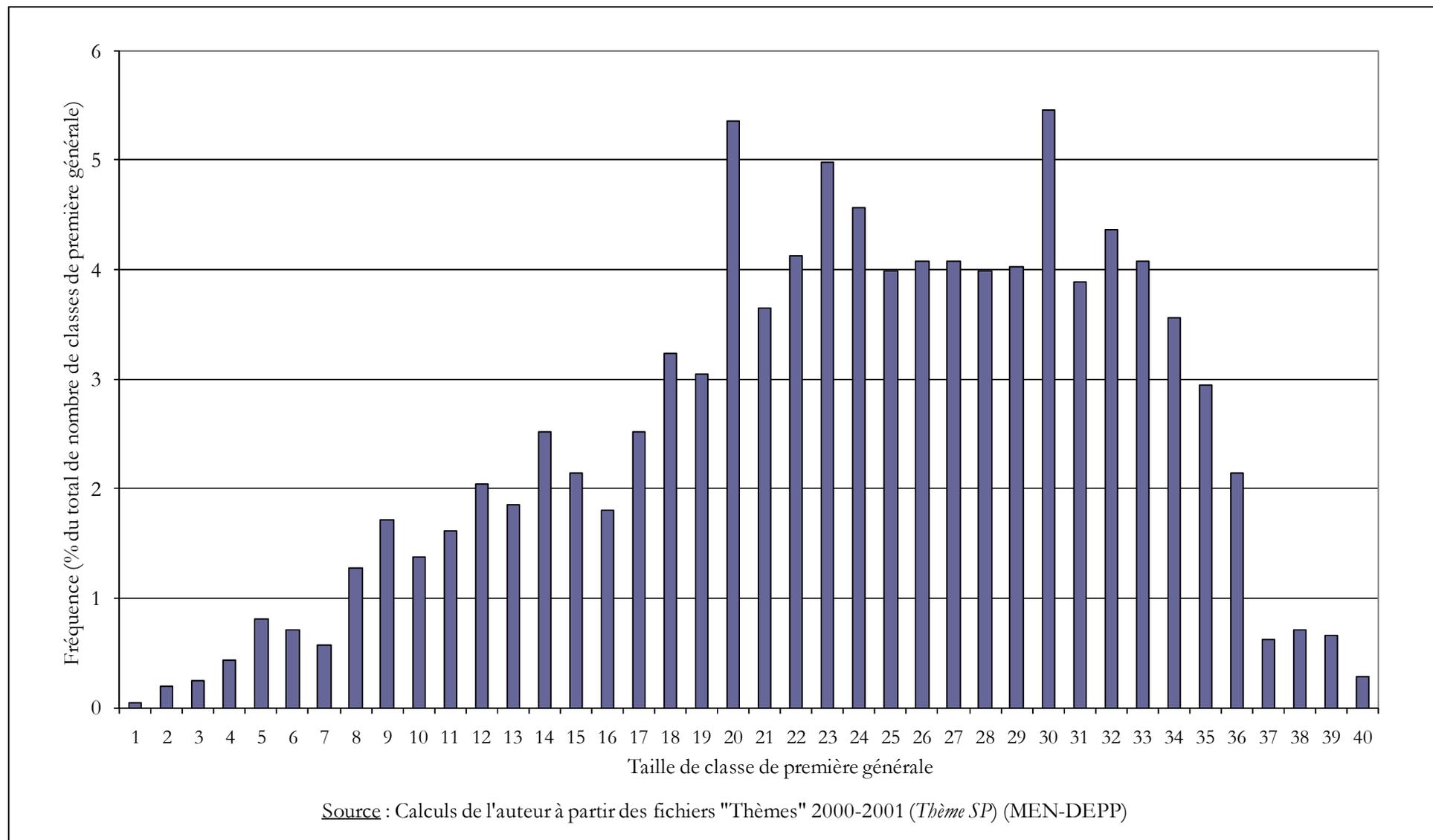
**Graphique A16** : Répartition des tailles de classe de troisième générale dans les établissements privés (1998-1999)

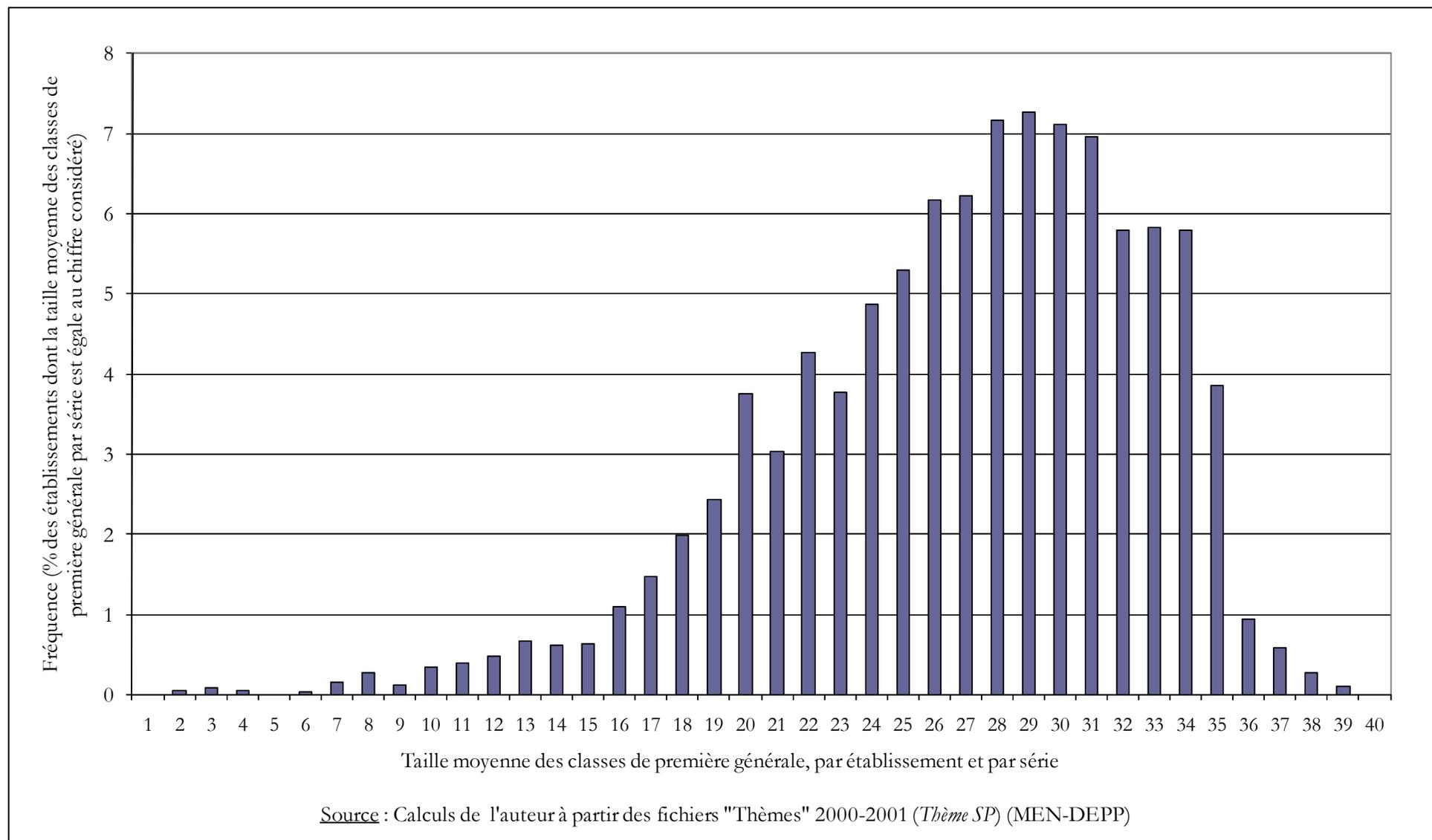
**Graphique A17** : Répartition des tailles moyennes des classes de troisième générale par établissement dans les établissements publics en ZEP et hors ZEP (1998-1999)

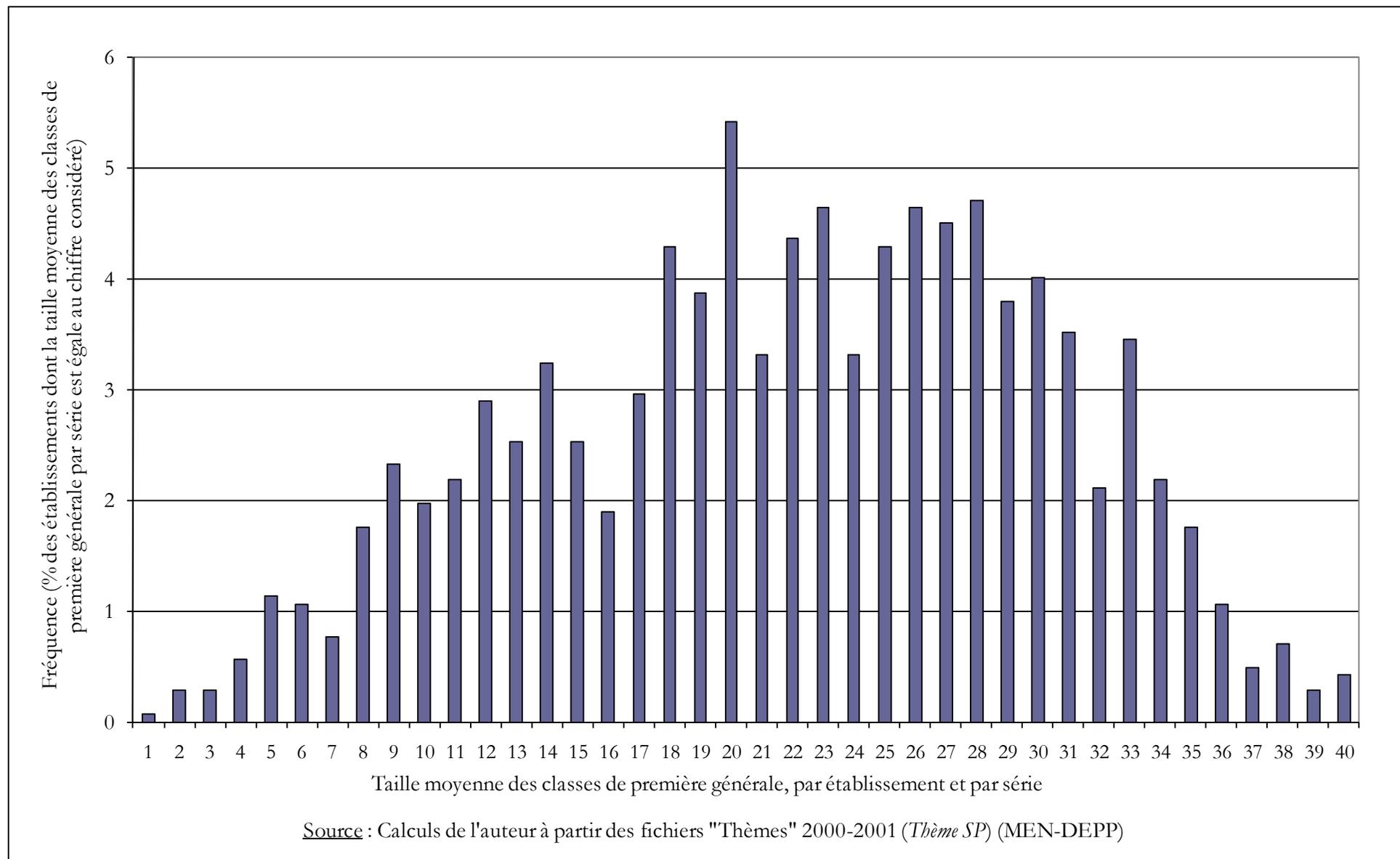


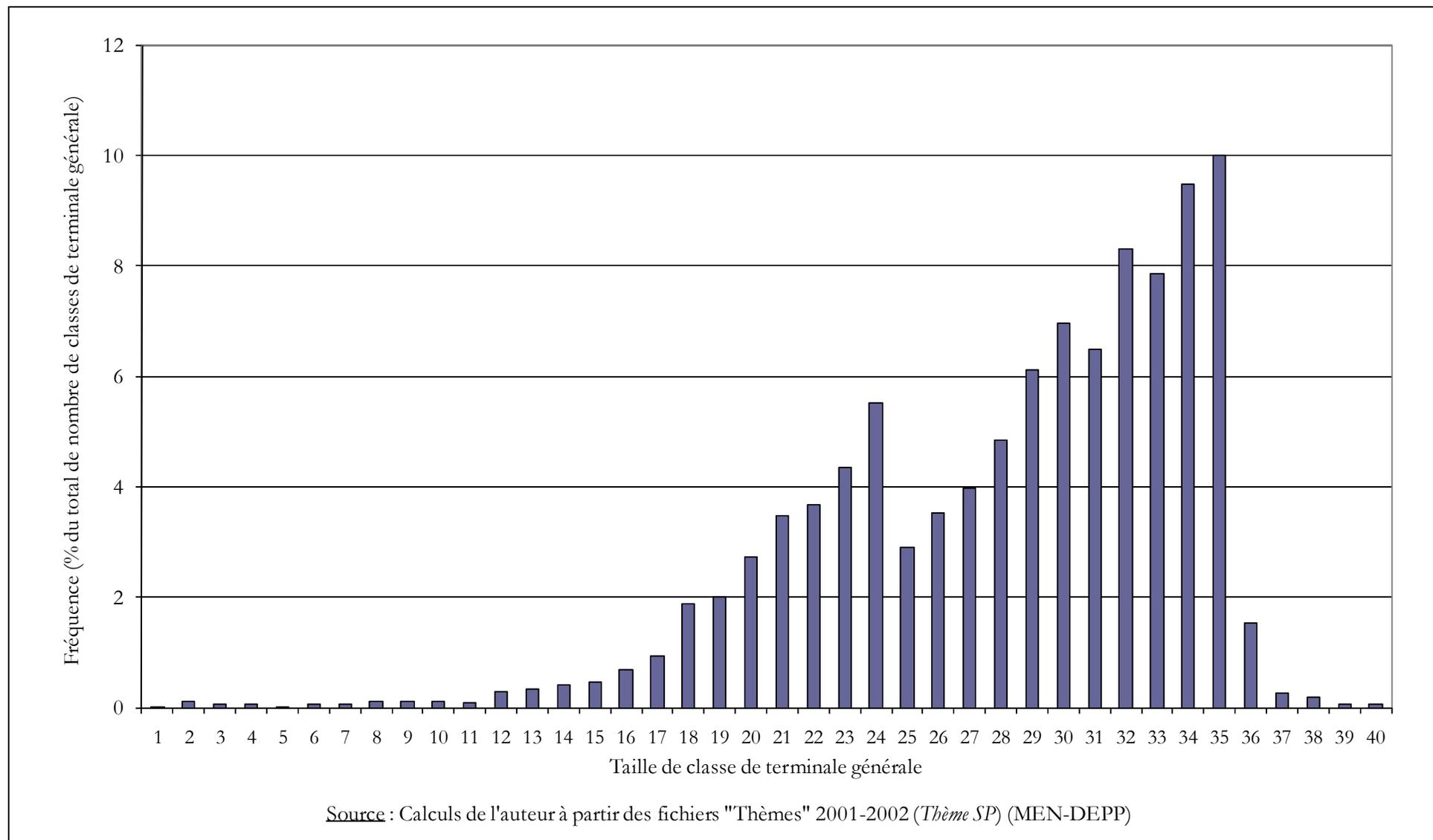
**Graphique A18** : Répartition des tailles moyennes par établissement des classes de troisième générale dans les établissements privés (1998-1999)

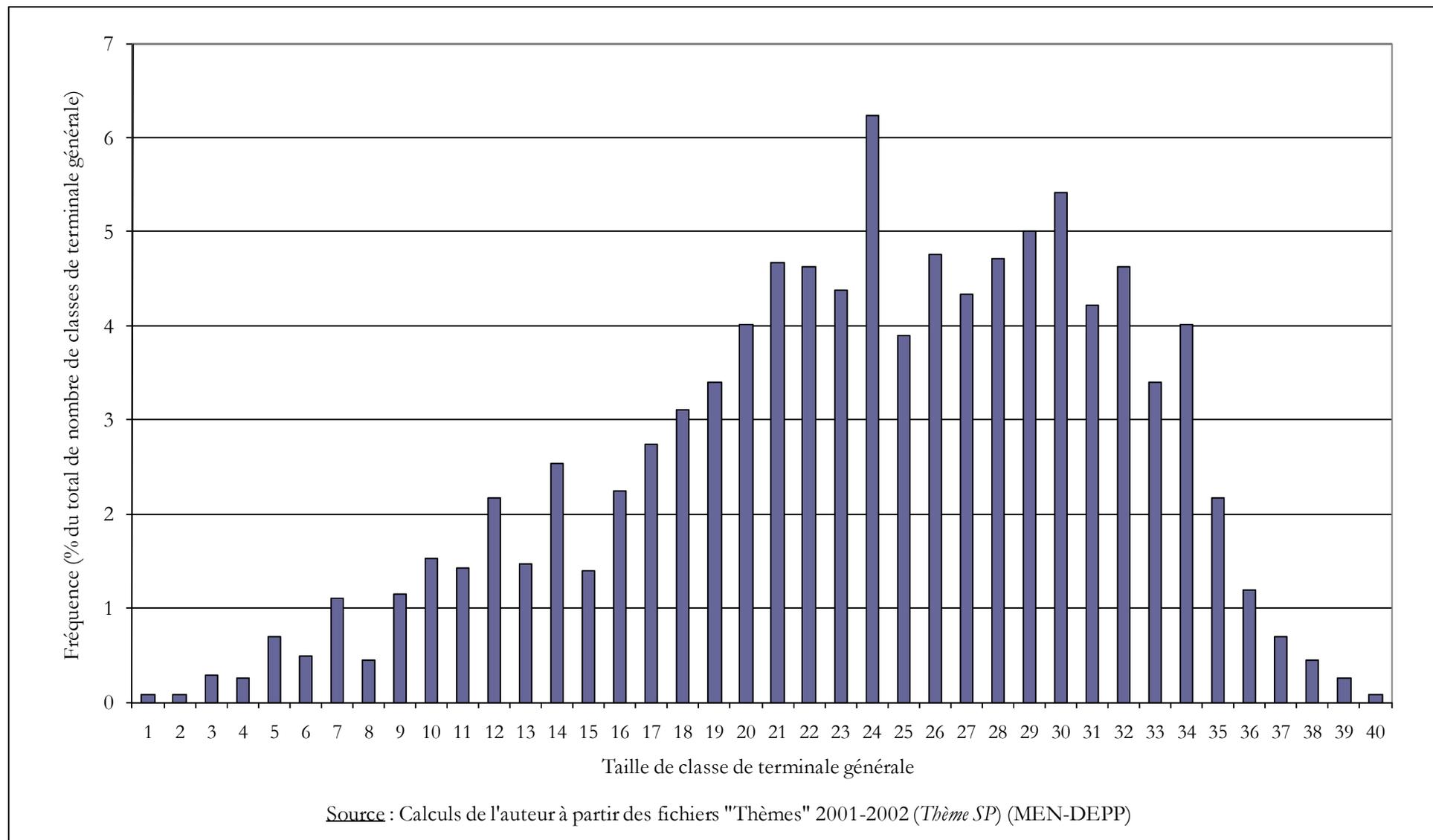
**Graphique A19** : Répartition des tailles de classe de première générale dans les établissements publics (2000-2001)

**Graphique A20** : Répartition des tailles de classe de première générale dans les établissements privés (2000-2001)

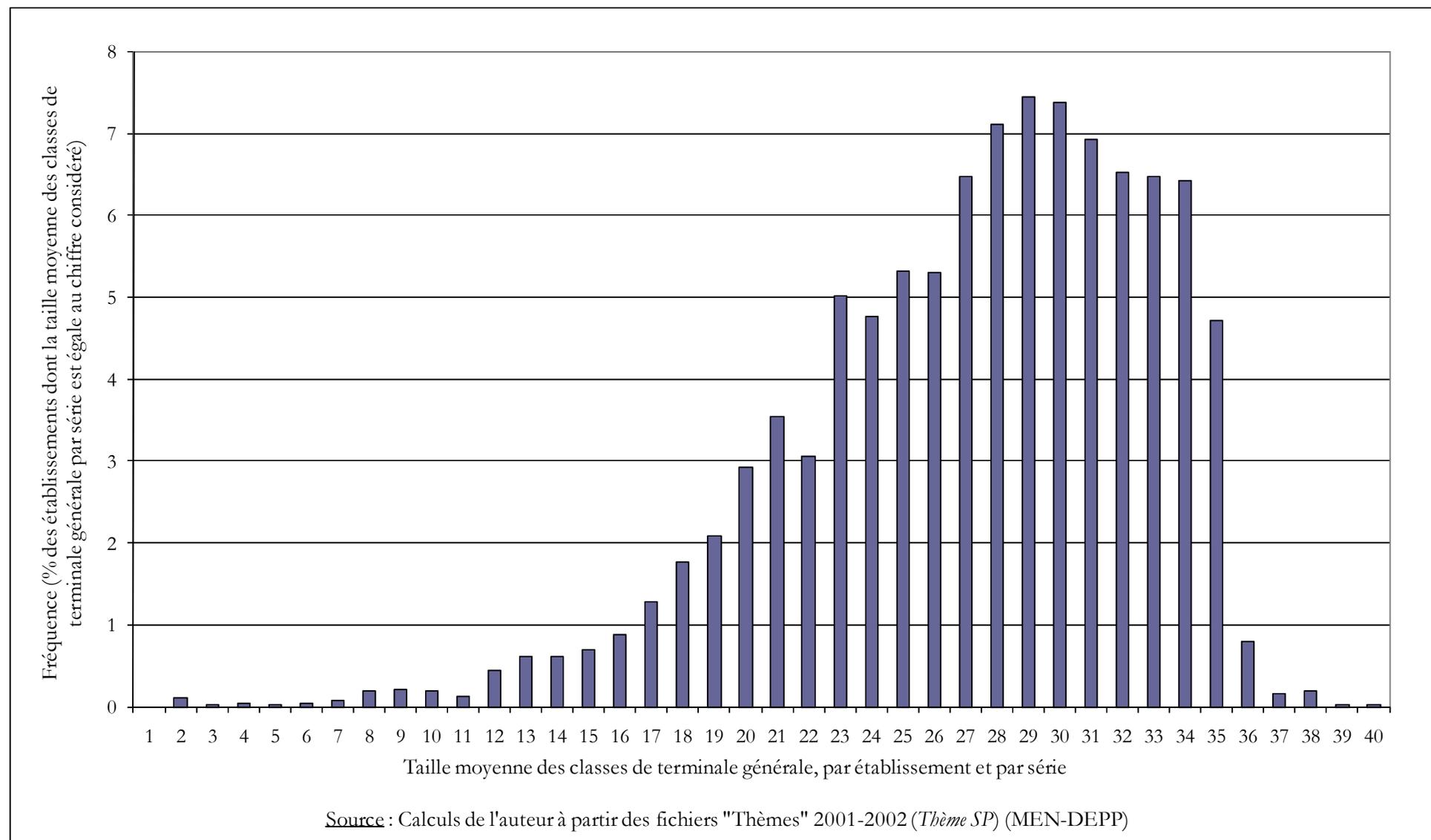
**Graphique A21** : Répartition des tailles moyennes par établissement et par série des classes de première générale dans les établissements publics (2000-2001)

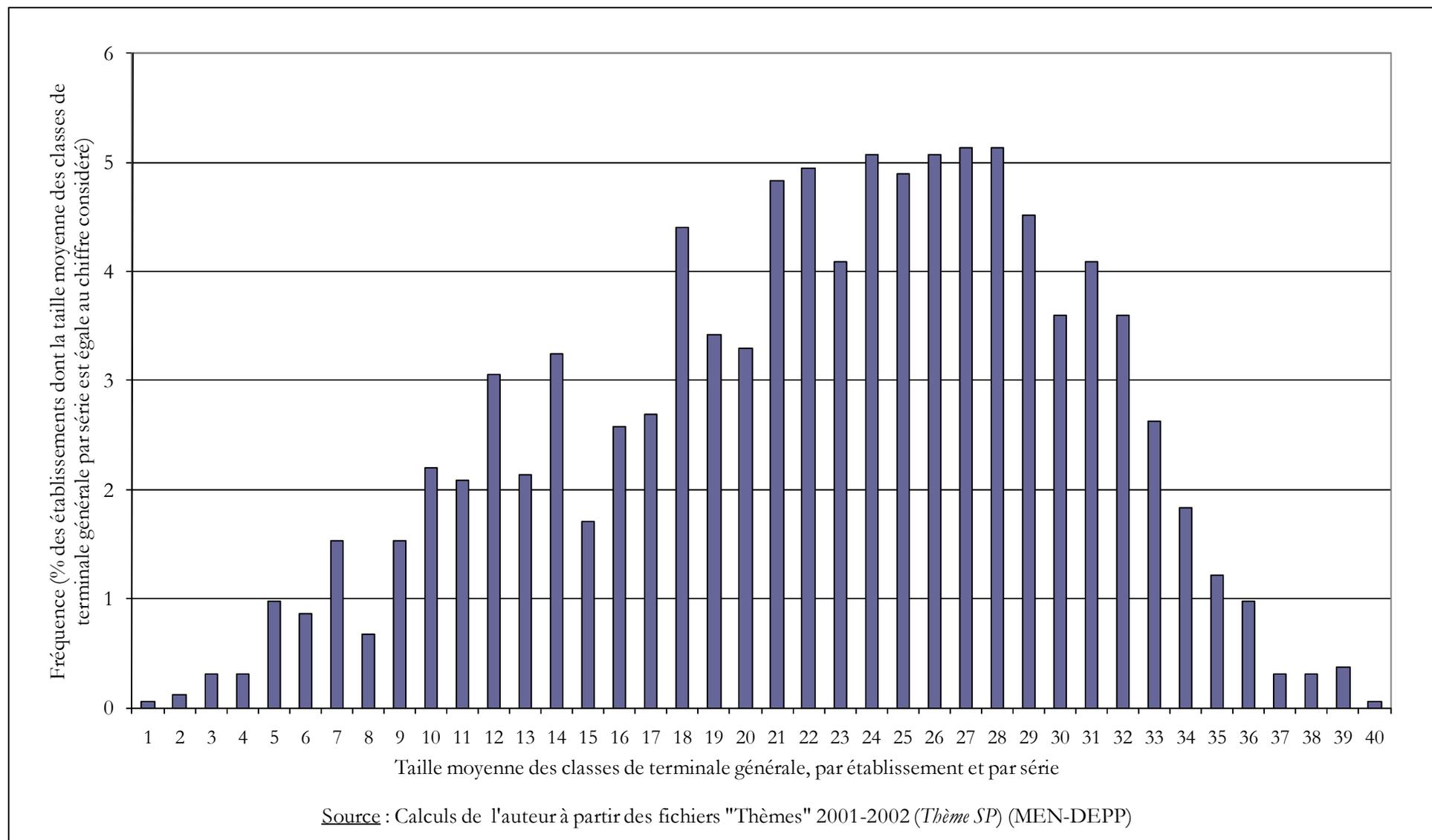
**Graphique A22** : Répartition des tailles moyennes par établissement et par série des classes de première générale dans les établissements privés (2000-2001)

**Graphique A23** : Répartition des tailles de classe de terminale générale dans les établissements publics (2001-2002)

**Graphique A24** : Répartition des tailles de classe de terminale générale dans les établissements privés (2001-2002)

**Graphique A25** : Répartition des tailles moyennes par établissement et par série des classes de terminale générale dans les établissements publics (2001-2002)



**Graphique A26** : Répartition des tailles moyennes par établissement et par série des classes de terminale générale dans les établissements privés (2001-2002)

# **Annexe B – Estimations annexes au Chapitre 2**

**Tableau B1** : L'impact de la taille de classe de CE1 sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations OLS (ensemble des élèves)

Variable dépendante :	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de CE2, maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne			67,46				66,66	68,25
(s.d.)			(14,31)				(15,04)	(15,35)
Taille de la classe de CE1	0,053	- 0,021	<b>- 0,202 ***</b>	<b>- 0,146 ***</b>	<b>- 0,233 ***</b>	<b>- 0,233 ***</b>	<b>- 0,214 ***</b>	<b>- 0,251 ***</b>
(s.e.)	(0,044)	(0,053)	(0,052)	(0,040)	(0,043)	(0,043)	(0,047)	(0,048)
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,001	0,002	0,195	0,437	0,471	0,480	0,433	0,432
N. Obs.	6 537	6 537	5 256	6 437	5 213	5 213	5 215	5 213

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire OLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux évaluations de CE2 en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score obtenu aux évaluations de CE2 à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de CE2 augmente de 0,053 points (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données (colonne 6), le coefficient estimé est égal à -0,233 points.

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, une indicatrice de redoublement et le score moyen obtenu aux évaluations de début de CP. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CE1 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*).

**Note** : Le champ est ici ouvert à l'ensemble des élèves de CE1 du panel primaire 1997 (classes uniques et classes multiples confondues).

**Tableau B2** : L'impact de la taille de classe de CE1 sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations OLS (élèves des classes uniques seulement)

Variable dépendante :	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de CE2, maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne			66,66				65,91	67,40
(s.d.)			(14,35)				(15,13)	(15,37)
Taille de la classe de CE1	<b>0,237 ***</b>	0,106	<b>-0,153 ***</b>	<b>-0,151 ***</b>	<b>-0,257 ***</b>	<b>-0,279 ***</b>	<b>-0,306 ***</b>	<b>-0,251 ***</b>
(s.e.)	(0,066)	(0,071)	(0,071)	(0,054)	(0,059)	(0,059)	(0,065)	(0,066)
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,003	0,008	0,212	0,446	0,470	0,482	0,435	0,434
N. Obs.	4 321	4 321	3 401	4 273	3 370	3 370	3 372	3 370

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

**Lecture** : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire OLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux évaluations de CE2 en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score obtenu aux évaluations de CE2 à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de CE2 augmente de 0,237 points (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données (colonne 6), le coefficient estimé est égal à -0,279 points.

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, une indicatrice de redoublement et le score moyen obtenu aux évaluations de début de CP. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CE1 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

**Note** : Ces régressions portent sur les élèves scolarisés en classe unique.

**Tableau B3** : L'impact de la taille de classe de CM2 sur les notes aux évaluations de sixième - Estimations OLS (ensemble des élèves)

Variable dépendante :	Note Moyenne (score sur 100 aux évaluations de sixième, maths-français)						Maths	Français
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Moyenne			69,19				58,45	79,86
(s.d.)			(16,08)				(16,87)	(17,90)
Taille de la classe de CM2	<b>0,120 **</b>	<b>- 0,117 **</b>	<b>- 0,184***</b>	<b>- 0,086 **</b>	- 0,043	<b>- 0,092 **</b>	- 0,051	<b>- 0,121 **</b>
(s.e.)	(0,052)	(0,057)	(0,056)	(0,041)	(0,039)	(0,041)	(0,048)	(0,050)
Taille des classes précédentes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables sociodémographiques	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Passé scolaire	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contexte de scolarisation	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Adj. R <sup>2</sup>	0,001	0,016	0,233	0,607	0,576	0,608	0,517	0,539
N. Obs.	6 719	6 719	5 339	4 760	5 882	4 760	4 823	4 798

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEPP)

Lecture : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire OLS d'un score sur 100 points calculé à partir de la moyenne de l'élève aux évaluations de sixième en mathématiques et en français. Ils s'interprètent comme l'impact de l'augmentation d'un élève de la taille de classe sur le score obtenu aux évaluations de CE2 à variables de contrôle données. Ainsi quand la taille de classe de CM2 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de sixième augmente de 0,120 points (colonne 1). Lorsque l'on raisonne à caractéristiques observables données (colonne 6), le coefficient estimé est égal à -0,092 points.

Les contrôles pour la taille des classes précédentes incluent la taille des classes fréquentées par l'élève depuis son entrée en CP. Les variables sociodémographiques incluent la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) des deux parents, leur situation sur le marché du travail, leur niveau de diplôme, le sexe, la date et le lieu de naissance de l'élève, ainsi que le nombre d'enfants, le rang dans la fratrie et l'entourage familial (avec qui vit l'élève). Les variables concernant le passé scolaire de l'élève sont le nombre d'années de scolarisation en maternelle, une indicatrice de redoublement et les scores moyens obtenus aux évaluations de début de CP et de CE2. Les contrôles pour le contexte de scolarisation concernent les caractéristiques de l'école fréquentée en CM2 : secteur (public/privé), statut d'éducation prioritaire, académie, tranche d'unité urbaine, et des indicatrices d'appartenance de l'élève à un réseau d'adaptation et à un réseau d'aide spécialisée.

Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) et 1% (\*\*\*)

Note : A la différence du tableau 2.1, le champ est ici ouvert à l'ensemble des élèves, y compris ceux scolarisés en classes multiples et en classe unique dans des écoles comprenant des classes multiples.

**Tableau B4** : - la taille de classe observée en fonction de la taille de classe théorique en classe de CE1 - Estimations 2SLS, régressions de première étape

<b>Partie A : Ensemble des élèves (classes uniques et classes multiples)</b>				
	<b>Ensemble des écoles</b>	<b>Public, hors ZEP</b>	<b>Public, en ZEP</b>	<b>Privé</b>
Taille de classe théorique	<b>0,246 ***</b>	<b>0,236 ***</b>	<b>0,192 ***</b>	<b>0,330 ***</b>
(s.e.)	(0,006)	(0,006)	(0,024)	(0,016)
R <sup>2</sup>	0,195	0,199	0,073	0,277
N. Obs.	7 539	5 671	800	1 066
<b>Partie B : Elèves des classes uniques</b>				
	<b>Ensemble des écoles</b>	<b>Public, hors ZEP</b>	<b>Public, en ZEP</b>	<b>Privé</b>
Taille de classe théorique	<b>0,251 ***</b>	<b>0,181 ***</b>	<b>0,207 ***</b>	<b>0,505 ***</b>
(s.e.)	(0,010)	(0,011)	(0,029)	(0,025)
R <sup>2</sup>	0,195	0,199	0,072	0,338
N. Obs.	7 539	5 671	661	778

**Source** : Calculs de l'auteur à partir du panel secondaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19) 1998-1999 et 1999-2000 (MEN-DEPP)

**Note** : La variable dépendante est la taille de classe réelle. La taille de classe théorique est définie sur la base d'un seuil d'ouverture de classe de 30 élèves pour les établissements publics hors ZEP, de 28 élèves pour les établissements publics situés en ZEP, et de 32 élèves pour les établissements privés. Ces seuils sont ceux qui permettent la meilleure prévision de la taille de classe observée (nous avons retenu le seuil qui permettait d'obtenir le meilleur R<sup>2</sup> pour la régression de première étape).

**Note** : Le champ est ici étendu à l'ensemble des élèves scolarisés en CE1 dans le panel primaire 1997 (classes uniques et classes multiples confondues).

**Tableau B5** : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les écoles primaires (hypothèse haute)

	<b>Situation actuelle (2003-04) :</b> faible ciblage en faveur des ZEP	<b>Réforme n°1 : suppression des ZEP</b> (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants)	<b>Réforme n°2 : fort ciblage en faveur des ZEP</b> (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants)	<b>Réforme n°3 : très fort ciblage en faveur des ZEP</b> (égalisation des chances, à moyens globaux constants)
Taille de classe moyenne en ZEP (CE1)	20,91	22,51	15,91	15,15
Taille de classe moyenne hors ZEP (CE1)	22,79	22,51	24,14	24,44
Score moyen évaluation CE2 en ZEP	58,82	56,62	65,71	66,75
Score moyen évaluation CE2 hors ZEP	67,14	67,23	66,72	66,75
Ecart absolu en points	8,32	10,61	1,01	0,00
<b>Impact de la réforme sur les inégalités ZEP - hors ZEP (%)</b>		<b>27,5%</b>	<b>-87,8%</b>	<b>-100,0%</b>

Lecture : La taille moyenne des classes de CE1 est de 20,91 en ZEP et de 22,79 hors ZEP, et le score moyen obtenu aux évaluations CE2 maths est de 58,82 en ZEP et 67,14 hors ZEP, soit un écart de 8,32 points. D'après nos simulations, la suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants) conduirait à un accroissement de 27,5% de cet écart de réussite scolaire (l'écart passerait de 8,32 à 10,61 points, soit une augmentation de  $(10,61-8,32)/8,32=14,4\%$ ).

Note : Les coefficients d'impact de la taille des classes retenus pour établir les simulations des réformes n°1, 2 et 3 sont ici basés sur les estimations réalisées sur les élèves scolarisés en ZEP (cf. tableau 2.5). Ils sont respectivement égaux à -1,38 (ZEP) et -0,31 (hors ZEP). Les paramètres utilisés pour décrire la situation en 2003-2004 (taille des classes moyennes en CE1 de 20,91 en ZEP et de 22,79 hors ZEP (proportion d'élèves en ZEP = 14,0%) et scores moyens de CE2 de 58,82 en ZEP et 67,14 hors ZEP) ont été calculés en actualisant les paramètres observés dans le panel 1997 (cf. tableau 1.1), à partir des tendances observées de 1997-1998 à 2003-2004 sur les tailles de classes moyennes en CE1, la proportion de ZEP et les scores moyens en CE2. Compte tenu de la faiblesse de ces tendances, les résultats finaux obtenus pour l'impact des réformes dépendent peu des hypothèses retenues pour ces actualisations.

**Tableau B6** : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les collèves

<b>Simulations avec données brutes</b>	<b>Situation actuelle (2003-04) :</b> faible ciblage en faveur des ZEP	<b>Réforme n°1 : suppression des ZEP</b> (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants)	<b>Réforme n°2 : fort ciblage en faveur des ZEP</b> (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants)	<b>Réforme n°3 : très fort ciblage en faveur des ZEP</b> (égalité des chances, à moyens globaux constants)
Taille de classe moyenne en ZEP (troisième)	22,37	24,74	17,37	14,98
Taille de classe moyenne hors ZEP (troisième)	25,06	24,74	26,08	26,86
Score moyen au brevet en ZEP	50,64	49,23	53,63	55,05
Score moyen au brevet hors ZEP	55,26	55,32	55,06	55,05
Ecart absolu en points	4,62	6,10	1,44	0,00
<b>Impact de la réforme sur les inégalités ZEP - hors ZEP (%)</b>		<b>32,0%</b>	<b>-68,9%</b>	<b>-100,0%</b>

<b>Simulations avec données corrigées (même inégalité initiale que pour le primaire)</b>	<b>Situation actuelle (2003-04) :</b> faible ciblage en faveur des ZEP	<b>Réforme n°1 : suppression des ZEP</b> (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants)	<b>Réforme n°2 : fort ciblage en faveur des ZEP</b> (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants)	<b>Réforme n°3 : très fort ciblage en faveur des ZEP</b> (égalité des chances, à moyens globaux constants)
Taille de classe moyenne en ZEP (troisième)	22,37	24,74	17,37	7,72
Taille de classe moyenne hors ZEP (troisième)	25,06	24,74	26,08	33,74
Score moyen au brevet en ZEP	50,64	49,23	53,63	58,04
Score moyen au brevet hors ZEP	59,75	59,81	59,55	58,04
Ecart absolu en points	9,11	10,58	5,92	0,00
<b>Impact de la réforme sur les inégalités ZEP - hors ZEP (%)</b>		<b>16,2%</b>	<b>-35,0%</b>	<b>-100,0%</b>

**Lecture** : La taille moyenne des classes de troisième est de 22,37 en ZEP et de 25,06 hors ZEP, et le score moyen obtenu au brevet des collèves est de 50,64 en ZEP et 55,26 hors ZEP, soit un écart de 4,62 points. D'après nos simulations, la suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants) conduirait à un accroissement de 32% de cet écart de réussite scolaire (l'écart passerait de 4,62 à 6,10 points, et  $(6,10-4,62)/4,62=32\%$ ).

**Note 1** : Les coefficients d'impact de la taille des classes retenus pour établir les simulations des réformes n°1, 2 et 3 sont ici basés sur les estimations réalisées sur les élèves scolarisés en ZEP (cf. tableau 2.15). Ils sont respectivement égaux à -0,60 (ZEP) et -0,20 (hors ZEP). Les paramètres utilisés pour décrire la situation en 2003-2004 (taille des classes moyennes en troisième de 22,37 en ZEP et de 25,06 hors ZEP (proportion d'élèves en ZEP = 10,8%) et scores moyens au brevet des collèves de 50,64 en ZEP et de 55,26 hors ZEP) ont été calculés en actualisant les paramètres observés dans le panel 1995 (cf. tableau 1.4), à partir des tendances observées de 1995-1996 à 2003-2004 sur les tailles de classes moyennes en troisième. Compte tenu de la faiblesse de ces tendances, les résultats finaux obtenus pour l'impact des réformes dépendent peu des hypothèses retenues pour ces actualisations.

**Note 2** : Les simulations corrigées ont été obtenues à partir des simulations brutes en ajustant l'écart initial de score entre élèves en ZEP et hors ZEP de façon à ce que l'inégalité initiale entre élèves en ZEP et hors ZEP soit la même au collège qu'au primaire (en pourcentage de l'écart-type de l'indicateur de résultat considéré). Dans la mesure où le différentiel d'inégalité initiale observée entre primaire et collège dans les données brutes s'explique pour l'essentiel par des effets de sélection précoce des élèves et des effets de composition liées à la définition des ZEP, cette correction conduit à des résultats plus directement comparables à ceux obtenus pour le primaire. Ce sont ces résultats corrigés qui sont repris sur le tableau 2.26.



# **Annexe C - Annexe statistique au Chapitre 3**

**Tableau C1** : La part des écoles privées dans l'enseignement élémentaire (par département - 2002)

Département		Part du privé	Département (suite)		Part du privé
085	Vendée	0,528	010	Aube	0,099
056	Morbihan	0,482	078	Yvelines	0,099
049	Maine-et-Loire	0,393	038	Isère	0,099
035	Ille-et-Vilaine	0,386	076	Seine-maritime	0,098
029	Finistère	0,371	016	Charente	0,098
044	Loire-Atlantique	0,361	066	Pyrénées-orientales	0,098
048	Lozère	0,359	073	Savoie	0,097
043	Haute-Loire	0,352	003	Allier	0,095
053	Mayenne	0,339	045	Loiret	0,095
022	Côte d'armor	0,325	031	Haute-Garonne	0,094
007	Ardèche	0,296	090	Territoire-de-Belfort	0,094
012	Aveyron	0,280	021	Côte d'or	0,093
075	Paris	0,245	009	Ariège	0,091
042	Loire	0,241	094	Val-de-Marne	0,090
061	Orne	0,228	088	Vosges	0,090
059	Nord	0,228	040	Landes	0,088
079	Deux-Sèvres	0,206	025	Doubs	0,086
064	Pyrénées-Atlantiques	0,204	068	Haut-Rhin	0,086
050	Manche	0,203	071	Saône-et-Loire	0,086
069	Rhône	0,192	027	Eure	0,085
081	Tarn	0,177	005	Hautes-Alpes	0,084
072	Sarthe	0,166	002	Aisne	0,082
015	Cantal	0,163	055	Meuse	0,081
014	Calvados	0,160	017	Charente-maritime	0,077
080	Somme	0,160	008	Ardennes	0,077
026	Drôme	0,149	089	Yonne	0,075
074	Haute-Savoie	0,144	036	Indre	0,075
062	Pas-de-Calais	0,144	019	Corrèze	0,074
086	Vienne	0,135	018	Cher	0,074
065	Hautes-Pyrénées	0,132	054	Meurthe-et-Moselle	0,073
082	Tarn-et-Garonne	0,132	060	Oise	0,073
063	Puy-de-Dôme	0,131	058	Nièvre	0,071
030	Gard	0,129	011	Aude	0,070
032	Gers	0,127	083	Var	0,069
051	Marne	0,125	087	Haute-Vienne	0,067
092	Hauts de Seine	0,125	720	Corse-du-Sud	0,065
037	Indre-et-Loire	0,118	093	Seine-Saint-Denis	0,064
034	Hérault	0,116	024	Dordogne	0,063
001	Ain	0,116	095	Val d'Oise	0,062
041	Loir-et-Cher	0,115	091	Essonne	0,060
047	Lot-et-Garonne	0,114	004	Alpes-de-Haute-Provence	0,059
039	Jura	0,110	077	Seine-et-Marne	0,059
084	Vaucluse	0,109	070	Haute-Saône	0,058
013	Bouches-du-Rhône	0,109	052	Haute-Marne	0,056
046	Lot	0,106	067	Bas-Rhin	0,055
028	Eure-et-Loire	0,104	057	Moselle	0,048
006	Alpes-Maritimes	0,101	620	Haute-Corse	0,030
033	Gironde	0,100	023	Creuse	0,016

Source : Calculs de l'auteur à partir des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19, MEN-DEPP)

**Tableau C2** : La part des élèves dans le secteur privé au primaire dans le panel primaire 1997 et dans les statistiques nationales

Code	Académie	Nb. obs. total (panel 1997)	Nb. obs Privé (panel 1997)	Part du privé (panel primaire 1997)	Part réelle du privé	Panel / réel
		(1)	(2)	(3)	(4)	(3)/(4)
01	Aix-Marseille	418	48	0,115	0,105	1,093
02	Amiens	363	36	0,099	0,099	0,998
03	Besançon	163	10	0,061	0,087	0,706
04	Bordeaux	410	31	0,076	0,117	0,647
05	Caen	257	47	0,183	0,188	0,972
06	Clermont-Ferrand	197	33	0,168	0,165	1,018
07	Dijon	230	15	0,065	0,084	0,776
08	Grenoble	460	83	0,180	0,135	1,337
09	Lille	749	140	0,187	0,198	0,943
10	Limoges	66	0	0,000	0,061	0,000
11	Lyon	525	103	0,196	0,188	1,042
12	Montpellier	310	28	0,090	0,117	0,769
13	Nancy-Metz	442	32	0,072	0,066	1,103
14	Nantes	536	216	0,403	0,361	1,117
15	Nice	193	1	0,005	0,086	0,061
16	Orléans-Tours	385	36	0,094	0,100	0,935
17	Paris	235	58	0,247	0,245	1,008
18	Poitiers	246	30	0,122	0,123	0,994
19	Reims	217	2	0,009	0,099	0,093
20	Rennes	462	183	0,396	0,392	1,009
21	Rouen	321	22	0,069	0,094	0,728
22	Strasbourg	291	9	0,031	0,068	0,455
23	Toulouse	396	29	0,073	0,131	0,558
24	Créteil	619	35	0,057	0,070	0,808
25	Versailles	895	87	0,097	0,088	1,108
26	Corse	41	16	0,390	0,047	8,308
90	Antilles-Guyane	4	3	0,750	0,084	8,921
91	La Réunion	1	1	1,000	0,075	13,254
Total		9433	1334	0,141	0,143	0,990

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19, MEN-DEPP)

**Tableau C3** : Part des académies dans le nombre total d'élèves dans le panel primaire 1997 et dans les statistiques nationales

Code	Académie	Nb. Obs (panel)	Part réelle du privé	Part de l'académie dans le total (panel)	Part de l'académie dans le total (réel)	Panel / réel
		(1)	(2)	(3)	(4)	(3)/(4)
01	Aix-Marseille	418	0,105	0,044	0,044	0,998
02	Amiens	363	0,099	0,038	0,032	1,209
03	Besançon	163	0,087	0,017	0,018	0,952
04	Bordeaux	410	0,117	0,043	0,044	0,996
05	Caen	257	0,188	0,027	0,023	1,185
06	Clermont-Ferrand	197	0,165	0,021	0,018	1,150
07	Dijon	230	0,084	0,024	0,024	1,024
08	Grenoble	460	0,135	0,049	0,049	0,995
09	Lille	749	0,198	0,079	0,070	1,131
10	Limoges	66	0,061	0,007	0,009	0,786
11	Lyon	525	0,188	0,056	0,048	1,161
12	Montpellier	310	0,117	0,033	0,038	0,867
13	Nancy-Metz	442	0,066	0,047	0,036	1,306
14	Nantes	536	0,361	0,057	0,054	1,045
15	Nice	193	0,086	0,020	0,031	0,662
16	Orléans-Tours	385	0,100	0,041	0,038	1,073
17	Paris	235	0,245	0,025	0,027	0,939
18	Poitiers	246	0,123	0,026	0,024	1,092
19	Reims	217	0,099	0,023	0,021	1,081
20	Rennes	462	0,392	0,049	0,046	1,062
21	Rouen	321	0,094	0,034	0,030	1,135
22	Strasbourg	291	0,068	0,031	0,029	1,063
23	Toulouse	396	0,131	0,042	0,038	1,099
24	Créteil	619	0,070	0,066	0,070	0,937
25	Versailles	895	0,088	0,095	0,092	1,036
26	Corse	41	0,047	0,004	0,004	1,099
Total		9433	0,143	1,000	1,000	1,000

Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 et des fichiers administratifs d'écoles primaires (Enquête n°19, MEN-DEPP)

# Bibliographie

Altonji, J., Edler, T. et Taber, C. (2005a). « An Evaluation of Instrumental Variable Strategies for Estimating the Effects of Catholic Schooling ». *Journal of Human Resources*, 40(4), p.791-821.

Altonji, J., Elder, T. et Taber, C. (2005b). « Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools ». *Journal of Political Economy*, 113(1), p.151-184.

Angrist, J. et Krueger, A. (1999). « Empirical Strategies in Labor Economics ». in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Amsterdam.

Angrist, J. et Lavy, V. (1999). « Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement ». *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), p. 533-574

Angrist, J. et Lavy, V. (2001). « Does Teacher Training Affect Pupil Learning? Evidence from Matched Comparisons in Jerusalem Public Schools ». *Journal of Labor Economics*, 19(2), p. 343-369.

Angrist, J., Bettinger, E., Bloom, E., King, E. et Kremer, M. (2001). « Vouchers for Private Schooling in Columbia: Evidence from a Randomized Natural Experiment ». NBER Working Paper No. 8343.

Angrist, J., Bettinger, E., Bloom, E., King, E. et Kremer, M. (2002). « Vouchers for Private Schooling in Colombia: Evidence from a Randomized Natural Experiment ». *American Economic Review*, 92(5), p.1535-1558.

Angrist, J., Bettinger, E. et Kremer, M. (2006). « Long-Term Educational Consequences of Secondary School Vouchers: Evidence from Administrative Records in Colombia ». *American Economic Review*, 96(3), p. 847-862.

Angrist, J. et Pischke, J-S. (2010). « The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design is taking the Con out of Econometrics ». *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), p. 3-30.

- Akerhielm, K. (1995), « Does Class Size Matter? ». *Economics of Education Review*, 14, p. 229-241.
- Ballion, R. (1980). « L'enseignement privé : un enseignement « sur mesure » ? ». *Revue Française de Sociologie*, 21(2), p. 203-231.
- Bandiera, O., Larcinese, V. et Rasul, I. (2010), « Heterogeneous Class Size Effects: New Evidence from a Panel of University Students ». *Economic Journal*, 120(12), p. 1365-1398.
- Baudelot, C. et Leclercq, F. (sous la direction de) (2005). *Les effets de l'éducation*. La Documentation Française, Paris.
- Benabou, R., Kramarz, F. et Prost, C. (2004). « Zones d'éducation prioritaires: quels moyens pour quels résultats? ». *Economie et Statistique*, 380, p. 3-30.
- Benabou, R., Kramarz, F. et Prost, C. (2009). « The French Zones d'Education Prioritaire: Much Ado About Nothing? ». *Economics of Education Review*, 28(3), p. 345-356.
- Bettinger, E. (2005). « The Effect of Charter Schools on Charter Students and Public Schools ». *Economics of Education Review*, 24(2), p. 133-147.
- Betts, J.R., et Shkolnik, J-L. (1999). « The Behavioral Effects of Variations in Class Size: The Case of Math Teachers ». *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21(2), p. 193-213.
- Biddle, B. et Berliner, D. (2002). « Small Class Size and its Effects ». *Educational Leadership*, 59, p. 12-23.
- Blatchford, P., Bassett, P. et Brown, P. (2005). « Teachers' and Pupils' Behaviour in Large and Small Classes: A Systematic Observation Study of Pupils Aged 10/11 Years ». *Journal of Educational Psychology*, 97, p. 454-67.
- Bolander, S. (1973). « Class Size and Levels of Student Motivation ». *Journal of Experimental Design*, 42, p. 12-18.
- Boudon, R. (1973). *L'inégalité des chances*. Armand Colin, Paris.

Bound, J., Jaeger D. et Baker R. (1995). « Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak ». *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), p. 443-450.

Bourdieu, P. et Passeron J.-C. (1971). *La reproduction*. Les éditions de minuit, Paris.

Bonnesrønning, H. (2003). « Class Size Effects on Student Achievement in Norway: Patterns and Explanations ». *Southern Economic Journal*, 69, p. 952-965.

Bonnesrønning, H., (2004). « The Determinants of Parental Effort in Education Production: Do Parents Respond to Changes in Class Size? », *Economics of Education Review*, 23, p. 1-9.

Boozer, M. et Rouse, C. (2001). « Intraschool Variation in Class Size: Patterns and Implications ». *Journal of Urban Economics*, 50, p. 163-189.

Bound, J., Jaeger, D. et Baker, R. (1995). « Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak ». *Journal of the American Statistical Association*, 90, p. 443-450.

Boyd-Zaharias, J. et Pate-Bain, H. (2000). « Early and New Findings from Tennessee's Project STAR ». in Wang, M. et Finn, J. (sous la direction de), *How Small Classes Help Teachers Do Their Best*. p 65-97, Philadelphie.

Bressoux, P. (1996). « The Effects of Teachers' Training on Pupils' Achievement: the Case of Elementary Schools in France ». *School Effectiveness and School Improvement*, 7(3), p. 252-279.

Bressoux, P., Kramarz, F. et Prost, C. (2009). « Teachers' Training, Class Size, and Students' Outcomes: Learning from administrative Mistakes ». *Economic Journal*, 119(536), p. 540-561.

Brizard, A. et Oeuvarard, F. (1995). « Ecoles rurales, écoles urbaines : performance des élèves en français et en mathématiques ». *Education et Formations*, 43, p. 105-111.

Browning, M. et Heinesen, E. (2007). « Class Size, Teacher Hours and Educational Attainment ». *Scandinavian Journal of Economics*, 109, p. 415-438.

- Card, D. et Krueger, A. (1996). « School Resources and Student Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina ». *Journal of Economic Perspectives*, 10, p. 31-50.
- Case, A., et Deaton, A. (1999). « School Inputs and Educational Outcomes in South Africa ». *Quarterly Journal of Economics*, 114, p. 1047-1084.
- Clotfelter, C., Ladd, H. et Vigdor, J. (2006). « Teacher-Student Matching and the Assessment of Teacher Effectiveness ». NBER Working Paper No. 11936.
- Coleman, J., Hoffer, T. et Kilgore, S. (1982). *High school achievement: Public, Catholic and private schools compared*. Basic Books, New York.
- Coleman, J. et Hoffer, T. (1987). *Public and Private High Schools*. Basic Books, New York.
- Commission Européenne (2009). *Chiffres clés de l'éducation en Europe 2009*. Agence Exécutive "éducation, audiovisuel et culture" (AE-EAC), Bruxelles.
- Commission du débat national sur l'avenir de l'École (sous la direction de C. Thélot) (2004). *Pour la réussite de tous les élèves*. La Documentation Française, Paris.
- Cosnefroy, O. et Rocher, T. (2005). « Le redoublement au cours de la scolarité obligatoire : nouvelles analyses, mêmes constats ». *Les dossiers de l'éducation nationale*, 166, Ministère de l'Education Nationale, Direction de l'Evaluation et de la Prospective et de la Performance.
- Dewey, J., Husted, T. et Kenny, L. (2000). « The Ineffectiveness of School Inputs: a Product of Misspecification? ». *Economics of Education Review*, 19(1), p.27-45.
- Direction de l'Evaluation et de la Prospective (2003). « Public-Privé: quelles différences? ». *Education et Formations*, 66, p. 167-175.
- Dobbelsteen, S., Levin, J. et Oosterbeek, H. (2002), « The Causal Effect of Class Size on Scholastic Achievement: Distinguishing the Pure Class-Size Effect From the Effect of Changes in Class Composition ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(17), p. 17-38.

- Duru-Bellat, M., Le Bastard-Landrier, S., Piquée C. et Suchaut, B. (2004). « Tonalité sociale du contexte et expérience scolaire des élèves au lycée et à l'école primaire ». *Revue Française de Sociologie*, 45(3), p. 441-468.
- Dustmann, C., Najma, R. et van Soest, A. (2003). « Class Size, Education and Wages ». *Economic Journal*, 113, p. 99-120.
- Ehrenberg, R., Brewer, D., Gamoran, A. et Willms, J. (2001). « Class size and student achievement ». *Psychological Science in the Public Interest*, 2(1), p.1-30.
- Epple, D. et Romano, R. (1998). « Competition between Private and Public Schools, Vouchers, and Peer-Group Effects ». *American Economic Review*, 88(1), p. 33-62.
- Epple, D. et Romano, R. (1999). « Educational Vouchers and Cream Skimming ». *International Economic Review*, 49(4), p. 1395-1435.
- Epple, D., Figlio, D. et Romano, R. (2004). « Competition between private and public schools: testing stratification and pricing predictions ». *Journal of Public Economics*, 88(7-8), p. 1215-1245.
- Evans, W. et Schwab, R. (1995) « Finishing High School and Starting College: Do Catholic Schools Make a Difference? ». *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), p. 941-974.
- Fernandez, R. et Rogerson, R. (1996). « Income Distribution, Communities, and the Quality of Public Education ». *Quarterly Journal of Economics*, 111(1), p. 135-164.
- Fernandez, R. (2003). « Sorting, Education and Inequality ». in : Dewatripont, M., Hansen, L-P. et Turnovsky, S. (sous la direction de), *Advances in Economics and Econometrics/ Theory and Applications, Eight World Congress, Volume II*, p. 1-40, Cambridge University Press, Cambridge.
- Ferreira, M. (2007). « Estimating the Effects of Private School Vouchers in Multidistrict Economies ». *American Economic Review*, 97(3), p. 789-817.
- Figlio, D. et Stone, J. (1999). « Are Private Schools Really Better? ». *Research in Labor Economics*, 18, p. 115-140.

Figlio, D et Stone, J. (2001). « Can Public Policy Affect Private School Cream Skimming? ». *Journal of Urban Economics*, 49(2), p. 240-261.

Figlio, D. et Page, M. (2002). « School Choice and the Distributional Effects of Ability Tracking: Does Separation Increase Inequality? ». *Journal of Urban Economics*, 51(3), p. 497-514.

Figlio, D. et Rouse, C.E. (2006). « Do Accountability and Voucher Threats Improve Low-Performing Schools? ». *Journal of Public Economics*, 10, p. 239-255.

Finn, J. et Achilles, C. (1990). « Answers and Questions about Class Size: A Statewide Experiment ». *American Educational Research Journal*, 27, p. 557-577.

Finn, J. et Achilles, C. (1999). « Tennessee's Class Size Study: Findings, Implications and Misconceptions », *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21, p. 97-110.

Gary-Bobo, R. et Mahjoub, M.-B. (2006, révision avril 2010). « Estimation of Class-Size Effects, Using Maimonides' Rule and Other Instruments: The Case of French Junior High Schools ». CEPR Discussion Paper No.5754.

Gary-Bobo, R. et Robin, J.-M. (2011), « La querelle des redoublements : analyse économique et problèmes statistiques. ». mimeo CREST-GENES.

Gibbons, S. et Machin, S. (2006). « Paying for primary schools: Supply constraints, popularity or congestion? ». *Economic Journal*, 116(50), p. 77-92.

Gibbons, S. et Silva, O. (2009). « Faith Primary Schools : Better Schools or Better Pupils? ». IZA Discussion Paper No. 4089.

Glass, G. et Smith, M. (1979). « Metaanalysis of Research on Class Size and Achievement », *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 1(1), p. 2-16.

Goldhaber, D. (1996). « Public and Private High Schools: Is School Choice an Answer to the Productivity Problem? ». *Economics of Education Review*, 15(2), p. 93-109.

Goldstein, H. et Blatchford, P. (1998). « Class size and Educational Achievement: a review of methodology with particular reference to a study design ». *British Educational Research Journal*, 24(3), p. 255-268.

Goux, D. et Maurin, E. (1995). « Origine sociale et destinée scolaire : l'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes Formation et qualification professionnelle 1970, 1977, 1985 et 1993 ». *Revue française de sociologie*, 36, p. 81-121.

Goux, D. et Maurin, E. (1997). « Démocratisation de l'école et persistance des inégalités », *Economie et Statistique*, 306, p. 27-39.

Graddy, K. et Stevens, M. (2005). « The Impact of School Inputs on Student Performance: A Study of Private Schools in the United Kingdom ». *Industrial and Labor Relations Review*, 58(3), p. 435-451.

Greenwald, R., Hedges, L. et Laine, R. (1994). « Does Money Matter? A Metaanalysis of Studies of the Effects of Differential School Inputs on Student Outcomes », *Educational Researcher*, 23, p. 5-14.

Greenwald, R., Hedges, L. et Laine, R. (1996a). « The Effect of School Resources on Student Achievement ». *Review of Educational Research*, 66, p. 361-396.

Greenwald, R., Hedges, L. et Laine, R. (1996b), « Interpreting Research on School Resources and Student Achievement ». *Review of Educational Research*, 66, p. 411-416.

Grenet, J. (2010). « La date de naissance influence-t-elle les trajectoires scolaires et professionnelles ? Une évaluation sur données françaises ». *Revue Économique*, 61(3), p. 589-598.

Grenet, J. et Fack, G. (2010a). « When do Better Schools Raise Housing Prices? Evidence from Paris Public and Private Schools ». *Journal of Public Economics*, 94(1-2), p. 59-77

Grenet, J. et Fack, G. (2010b). « Que peut-on attendre de la réforme de la sectorisation en France ? Quelques leçons des politiques de choix scolaire ». *Revue d'Economie Politique*, 120(5), p. 709-739.

Gurgand, M. (2005). *Economie de l'éducation*. La Découverte, Paris.

Gurgand, M. et Maurin, E. (2006). « Démocratisation de l'enseignement secondaire et inégalités salariales ». *Annales. Histoire, Sciences sociales*, 61(4), p. 845-859.

Gustafsson, J-E. (2003). « What Do We Know about Effects of School Resources on Educational Results? ». *Swedish Economic Policy Review*, 10, p. 77-110.

Hahn, J., Todd, P. et van der Klauw, W. (2001). « Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression Discontinuity Design ». *Econometrica*, 69(1), p. 201-209.

Hanushek, E. (1979). « Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions ». *Journal of Human Resources*, 14, p. 351-388.

Hanushek, E. (1981). « Throwing Money at Schools ». *Journal of Policy Analysis and Management*, 1, p. 19-41.

Hanushek, E. (1986). « The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools ». *Journal of Economic Literature*, 24, p. 1141-1117.

Hanushek, E. (1997). « Assessing the Effects of School Resources on Student Performance: An Update ». *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19, p. 141-164.

Hanushek, E. (1999). « Some Findings from an Independent Investigation of the Tennessee STAR Experiment and from Other Investigations of Class Size Effects ». *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21, p. 143-164.

Hanushek, E. (2003). « The Failure of Input-Based Schooling Policies ». *Economic Journal*, 113, p. 64-98.

- Hanushek, E., Kain, J. et Rivkin, S. (2004). « Disruption versus Tiebout Improvement: the Costs and Benefits of Switching Schools ». *Journal of Public Economics*, 88, p. 1721-1746.
- Hanushek, E., Kain, J. et Rivkin, S. (2005). « Teachers, Schools, and Academic Achievement ». *Econometrica*, 73(2), p. 417-458.
- Haut Conseil à l'Évaluation de l'École (2001). « L'effet de la réduction de la taille des classes sur les progrès des élèves ». Avis du Haut Conseil de l'Évaluation de l'École No. 1, Paris.
- Heinesen, E. (2010): « Estimating Class-Size Effects Using within-School Variation in Subject-Specific Classes ». *Economic Journal*, 120(545), p. 737-760.
- Héran, F. (1996). « École publique, école privée : qui peut choisir ? ». *Economie et statistique*, 293, p. 17-39.
- Holmes, G., DeSimone, J. et Rupp, N. (2003). « Does School Choice Increase School Quality ? ». NBER Working Paper No. 9683.
- Hoxby, C. (1994). « Do Private Schools Provide Competition for Public Schools? ». NBER Working Paper No. 4978.
- Hoxby, C. (2000a). « The Effect of Class Size on Student Achievement: Evidence from Population Variation ». *Quarterly Journal of Economics*, 115(4), p.1239-1285.
- Hoxby, C. (2000b). « Does Competition Among Public Schools Benefit Students and Taxpayers? ». *American Economic Review*, 90(5), p. 1209-1238.
- Hoxby, C. (2004). « School choice and school competition: Evidence from the United States ». *Swedish Economic Policy Review*, 10(2), p. 9-65.
- Hsieh, C.-T. et Urquiola, M. (2006). « The Effects of Generalized School Choice on Achievement and Stratification : Evidence from Chile's Voucher Program ». *Journal of Public Economics*, 90(8-9), p. 1477-1503.
- Imbens, G. et Angrist, J. (1994). « Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects ». *Econometrica*, 62(2), p. 467-475.

- Imbens, G. et Lemieux, T. (2008). « Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice ». *Journal of Econometrics*, 142(2), p.615-635.
- Jakubowski, M. et Sakowski, P. (2006). « Quasi-Experimental Estimates of Class Size Effect in Primary Schools in Poland ». *International Journal of Educational Research*, 45(3), p. 202-215.
- Jepsen, C. (2003). « The effectiveness of Catholic primary schooling ». *Journal of Human Resources*, 38, p. 928-941.
- Johnston, J. (1990). « Effects of Class Size on Classroom Processes and Teacher Behaviors in Kindergarten through Third Grade », ERIC Document Reproduction Service No. ED321848.
- Kane, T. et Staiger, D. (2002). « The Promise and Pitfalls of Using Imprecise School Accountability Measures ». *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), p. 91-114.
- Kokkelenberg, E., Dillon, M. et Christy, S. (2008). « The Effects of Class Size on Student Grades at a Public University ». *Economics of Education Review*, 27(2), p. 221-233.
- Krueger, A. (1999). « Experimental Estimates of Education Production Functions ». *Quarterly Journal of Economics*, 114, p. 497-532.
- Krueger, A. (2002). « Understanding the Magnitude and Effect of Class Size on Student Achievement ». in Mishel, L. et Rothstein, R. (eds), *The Class Size Debate*, Economic Policy Institute, Washington.
- Krueger, A. (2003). « Economic Considerations and Class Size ». *Economic Journal*, 113, p. 34-63.
- Krueger, A. et Whitmore, D. (2001). « The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-Test Taking and Middle School Test Results: Evidence from Project STAR ». *Economic Journal*, 111, p. 1-28.
- Krueger, A. et Whitmore, D. (2002). « Would Smaller Classes Help Close the Black-White Achievement Gap? ». in Chubb, J. et Loveless, T. (sous la direction de), *Bridging the Achievement Gap*, Brookings Institute Press, Washington.

- Langouët, G. et Léger, A. (1991). « *Public ou privé ? Trajectoires et Réussite scolaire* ». Editions Publidix, Paris.
- Langouët, G. et Léger, A. (1997). *Le choix des familles : école publique ou école privée*. Éditions Fabert, Paris.
- Lavy, V. (2006). « From Forced Busing to Free Choice in Public Schools : Individual and General Equilibrium Effects ». NBER working paper No. 11969.
- Lazear, E. (2001). « Educational Production ». *Quarterly Journal of Economics*, 116, p. 777-803.
- Leroy-Audouin, C. et Suchaut, B. (2005). « La constitution des classes dans les écoles : contraintes de contexte ou stratégies d'acteurs ? ». *Rapport intermédiaire pour le Programme Incitatif de Recherche sur l'Éducation et la Formation*.
- Leuven, E., Lindahl, M., Oosterbeek, H. et Webbink, D. (2007). « The Effect of Extra Funding for Disadvantaged Students on Achievement ». *Review of Economics and Statistics*, 89(4), p. 721-736.
- Leuven, E., Oosterbeek, H. et Rønning, M. (2008). « Quasi-Experimental Estimates of the Effect of Class Size on Achievement in Norway ». *Scandinavian Journal of Economics*, 110(4), p. 663-693.
- L'Horty, Y. et Petit, P. (2010). « Evaluation aléatoire et expérimentations sociales ». Document de travail Centre d'Études de l'Emploi No. 135.
- Machin, S., Telhaj, S. et Wilson, J. (2006). « The Mobility of English School Children ». *Fiscal Studies*, 27(3), p. 253-280.
- Machin, S., McNally, S. et Silva, O. (2007). « New technology in schools: is there a payoff? ». *Economic Journal*, 117 (522). p. 1145-1167.
- Martínez Mora, F. (2006). « The Existence of Non-Elite Private schools ». *Journal of Public Economics*, 90(8-9), p. 1505-1518.
- Maurin, E. (2005). « The French Educational System: Issues and Debates ». *German Economic Review*, 6(3), p. 297-309.

Maurin, E. et Goux, D. (2005). « The Effect of Overcrowded Housing on Children's Performance at School ». *Journal of Public Economics*, 89 (5-6), p. 797-819.

Maurin, E. (2007). *La nouvelle question scolaire, les bénéfices de la démocratisation*. Le Seuil, Paris.

Maurin, E. et Goux, D. (2007). « Close Neighbours Matter: Neighbourhood Effects on Early Performance at School », *Economic Journal*, 117, p. 1-24.

Maurin, E., Guyon, N. et McNally, S. (2010). « The Effect of Tracking Students by Ability into Different Schools: a Natural Experiment ». CEPR Discussion Paper No. 7977.

McEwan, P. et Urquiola M. (2005). « Precise Sorting around the Cutoffs in the Regression-Discontinuity Design: Evidence from Class-Size Reduction ». mimeo Columbia University et Wellesley College.

Meuret, D. (2001). « Les recherches sur la réduction de la taille des classes ». Rapport pour le Haut Conseil de l'Évaluation de l'École, Paris.

Mingat, A. (1991). « Expliquer les acquisitions au Cours Préparatoire : les rôles de l'enfant, de la famille et de l'école ». *Revue Française de Pédagogie*, 95, p. 47-63.

Ministère de l'Éducation Nationale (1996). « L'évolution de la taille des classes dans les écoles du premier degré depuis 1960 ». Note d'information No. 96-45, Direction de l'Évaluation, de la Prospective et de la Performance, Paris.

Ministère de l'Éducation Nationale (1997). « L'évolution de la taille des classes et du nombre d'élèves par enseignant dans le second degré depuis trente ans ». Note d'information No. 97-38, Direction de l'Évaluation, de la Prospective et de la Performance, Paris.

Ministère de l'Éducation nationale (2000). « Évaluations CE2 - sixième, Repères nationaux septembre 2000 ». Les dossiers de l'éducation No. 124, Direction de la Programmation et du Développement, Paris.

Ministère de l'Education Nationale (2002). *Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche 2002*. Direction de l'Evaluation, de la Prospective et de la Performance, Paris.

Ministère de l'Education Nationale (2003). *Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche 2003*. Direction de l'Evaluation, de la Prospective et de la Performance, Paris.

Ministère de l'Education Nationale (2005). « L'expérimentation d'une réduction des effectifs en classes préparatoires ». Note d'évaluation No. 05-03, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, Paris.

Ministère de l'Education Nationale (2010). *Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche 2010*, Direction de l'Evaluation, de la Prospective et de la Performance, Paris.

Ministère de l'Education Nationale (2010). *L'état de l'école*, No. 20, Direction de l'Evaluation, de la Prospective et de la Performance, Paris.

Mizala, A., Romaguera, P. et Urquiola, M. (2007). « Socioeconomic Status or Noise ? Tradeoffs in the Generation of School Quality Information ». *Journal of Development Economics*, 84(1), p. 61-75.

Mizala, A. et Urquiola, M. (2008). « School Markets : The impact of Information Approximating Schools' Effectiveness ». NBER Working Paper No. 13676.

Moisan, C. (2001). « Les ZEP : bientôt vingt ans ». *Educations et formations*, 61, p.13-21.

Nauze-Fichet, E. (2004) « Que sait-on des différences entre public et privé ? ». *Education et Formations*, 69, p. 15-22.

Neal, D. (1997). « The Effects of Catholic Secondary Schooling on Educational Achievement ». *Journal of Labor Economics*, 15(1), p. 98-123.

Nechyba, T. (1999). « School Finance Induced Migration and Stratification Patterns : The Impact of Private School Vouchers ». *Journal of Public Economic Theory*, 1(1), p. 5-50.

- Nechyba, T. (2000). « Mobility, Targeting, and Private-School Vouchers ». *American Economic Review*, 90(1), p. 130-146.
- Nye, B., Hedges, L. et Konstantopoulos, S. (1999). « The Long-Term Effects of Small Classes: A Five-Year Follow-Up of the Tennessee Class Size Experiment », *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21, p. 127-142.
- Oeuvrard, F. (1995). « Les performances en français et en mathématiques des écoles à classe unique ». *Education et formations*, 43, p.113-116.
- Oeuvrard, F. (2007). « Quelques repères historiques ». *Education et formations*, 74, p. 9-18.
- Pate-Bain, H., Boyd-Zaharias, J., Cain, V., Word, E. et Binkley, M. (1997). *STAR Follow-Up Studies 1996-1997*, Heros Inc.
- Peterson, P. (2003). « School Vouchers: Results from Randomized Experiments ». in Hoxby, C. (sous la direction de), *The Economics of School Choice*, p. 107-144, University of Chicago Press, Chicago.
- Piketty, T. (2001). *Les hauts revenus en France au XXe siècle. Inégalités et redistributions (1901-1998)*. Grasset, Paris.
- Piketty, T. (2004). « L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans les écoles françaises : une estimation à partir du panel primaire 1997 », mimeo Ecole d'Economie de Paris.
- Piketty, T. et Valdenaire, M. (2006). *L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles, collèges et lycées français - Estimations à partir du panel primaire 1997 et du panel secondaire 1995*. Ministère de l'Education nationale, Paris.
- Pinto Machado, M. et Vera-Hernandez, M. (2008). « Does Class Size Affect the Academic Performance of First Year College Students? », mimeo University College London.
- Pong, S.-L. et Pallas, A. (2001). « Class Size and Eighth-Grade Math Achievement in the United States and Abroad. ». *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 23, p. 251-273.

- Prost, A. (2004). *Histoire générale de l'enseignement et de l'éducation en France, tome IV, L'école et la famille dans une société en mutation depuis 1930*. Éditions Perrin, Paris.
- Rice, J-K. (1999). « The Impact of Class Size on Instructional Strategies and the Use of Time in High School Mathematics and Science Courses ». *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21(2), p. 215-229.
- Rivkin, S., Hanushek, E. et Kain, J. (2005). « Teachers, Schools, and Academic Achievement ». *Econometrica*, 73(2), p. 417-458.
- Rothstein, J. (2006). « Good Principals or Good Peers? Parental Valuation of School Characteristics, Tiebout Equilibrium, and the Incentive Effects of Competition among Jurisdictions ». *American Economics Review*, 96(4), p. 1333-1350.
- Rothstein, J. (2010). « Teacher quality in educational production: tracking, decay, and student achievement ». *Quarterly Journal of Economics*, 125(1), p. 175-214.
- Rouse, C.E. (1998). « Private School Vouchers and Student Achievement: An Evaluation of the Milwaukee Parental Choice Program ». *Quarterly Journal of Economics* 113(2), p.553-602.
- Sims, D. (2003). « How Flexible is Educational Production? Combination Classes and Class Size Reduction in California ». mimeo Massachusetts Institute of Technology.
- Sims, D. (2008). « A strategic response to class size reduction: Combination classes and student achievement in California ». *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(3), p. 457-478.
- Staiger, D. et Stock, J. (1997). « Instrumental Variables Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, 65(3), p. 557-586.
- Suchaut, B. (1997). « Evaluation d'un dispositif de lecture au CP ». Rapport pour l'Association pour Favoriser l'Égalité des Chances à l'École, IREDU, Dijon.
- Suchaut, B. et Le Bastard, S. (2000). « Lecture-écriture au cycle II, Evaluation d'une démarche innovante ». Cahiers de l'IREDU n°61, IREDU, Dijon.

- Tavan, C. (2004a). « Public, Privé - trajectoires scolaires et inégalités sociales », *Education et Formations*, 69, p. 37-48.
- Tavan, C. (2004b). « Ecole publique, école privée. Comparaison des trajectoires et de la réussite scolaires ». *Revue Française de Sociologie*, 45(1), p. 133-165.
- Thaurel-Richard, M. (1995). « Les progrès des élèves au CE2 en milieu rural », *Education et formations*, 43, p. 117-123.
- Thélot, C. et Vallet, L-A. (2000). « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle ». *Economie et Statistique*, 334, p. 3-32.
- Tiebout, C. (1956). « A Pure Theory of Local Expenditures ». *Journal of Political Economy*, 64, p. 416-424.
- Todd, P. et Wolpin, K. (2003). « On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement ». *Economic Journal*, 113(485), p. 3-33.
- Toulemonde, B. (2003). *Le système éducatif en France*. La Documentation Française, Paris.
- Tournier, V. (1997). « Ecole publique, école privée : le clivage oublié. Le rôle des facteurs politiques et religieux dans le choix de l'école et les effets du contexte scolaire sur la socialisation politique des lycéens français ». *Revue Française de Science Politique*, 47(5), p. 560-588.
- Urquiola, M., Kenneth, C. et McEwan, P. (2005). « The Central Role of Noise in Evaluating Interventions that Use Test Scores to Rank Schools ». *American Economic Review*, 95(4), p. 1237-1258.
- Urquiola, M. (2006). « Identifying Class Size Effects in Developing Countries: Evidence from Rural Bolivia ». *Review of Economics and Statistics*, 88(1), p. 171-177.
- Urquiola, M. et Verhoogen, E. (2009). « Class Size Caps, Sorting, and the Regression Discontinuity Design ». *American Economic Review*, 99 (1), p. 179-215.
- US Department of Education (2000). « The Class Size Reduction program: Boosting Student Achievement in Schools across the Nation ». First year report.

van der Klaauw, W. (2002). « Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A Regression-Discontinuity Approach », *International Economic Review*, 43, p. 1249-1286.

Vallet, L-A. et Selz, M. (2007). « Évolution historique de l'inégalité des chances devant l'école : des méthodes et des résultats revisités ». *Education et formations*, 74, p. 75-74.

Vignoles, A., Levacic, R., Walker, J. Machin, S. et Reynolds, D. (2000). « The Relationship Between Resource Allocation and Pupil Attainment: A Review ». mimeo Center for Economics of Education, London School of Economics.

Steele, F. et Vignoles, A. et Jenkins, A. (2007). « The Effect of School Resources on Pupil Attainment: a Multilevel Simultaneous Equation Modelling Approach ». *Journal of the Royal Statistical Society*, 170 (3). p 801-824.

Valdenaire, M. (2004). « Les écoles privées sont-elles plus efficaces que les écoles publiques ? Estimations à partir du panel primaire 1997 ». mimeo Ecole d'Economie de Paris.

Valdenaire, M. (2006), « Do Younger Pupils Need Smaller Classes? Theory and Evidence from France », mimeo Ecole d'Economie de Paris.

Wössmann, L. (2005). « Educational Production in Europe ». *Economic Policy*, 20, p. 445-504.

Wössmann, L. et West, M. (2006). « Class-Size Effects in School Systems Around the World: Evidence from Between-Grade Variation in TIMSS ». *European Economic Review*, 50(3), p. 695-736.

Wössmann, L. et West, M. (2006). « Which School Systems Sort Weaker Students into Smaller Classes? International Evidence ». *European Journal of Political Economy*, 22 (4), p. 944-968.

Zuber, S. (2003). « L'inégalité de la dépense publique d'éducation en France : 1900-2000 ». Manuscrit non publié.

Zuber ,S. (2004). « La concentration de la dépense publique d'éducation en France : 1900-2000 », *Education et Formations*, 70, p 97-108.

Zuber, S., Bommier, A., Bourdieu, J. et Suwa, A. (2007). « Le développement des transferts publics d'éducation et d'assurance vieillesse en France : 1850-2000 ». *Economie et Prévision*, p. 180-81, p. 1-17

# Liste des tableaux

<b>Tableau 1.1</b> : Les résultats des évaluations de CP, de CE2 et de CM2 dans le panel primaire 1997 – Statistiques descriptives.....	72
<b>Tableau 1.2</b> : Taille de classe de CE1 et caractéristiques des élèves.....	75
<b>Tableau 1.3</b> : Taille de classe de CM2 et caractéristiques des élèves.....	76
<b>Tableau 1.4</b> : Les résultats aux évaluations de sixième et au contrôle continu du brevet dans le panel secondaire 1995 - Statistiques descriptives pour les élèves atteignant la troisième générale.....	78
<b>Tableau 1.5</b> : Taille de classe de troisième générale et caractéristiques des élèves.....	79
<b>Tableau 1.6</b> : Les résultats aux évaluations de sixième, au contrôle continu du brevet et au baccalauréat dans le panel secondaire 1995 - Statistiques descriptives pour les élèves atteignant la terminale générale.....	81
<b>Tableau 1.7</b> : Taille de classe de terminale générale et caractéristiques des élèves.....	82
<b>Tableau 2.1</b> : L'impact de la taille des classes de CE1 sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations OLS .....	98
<b>Tableau 2.2</b> : L'impact de la taille des classes de CM2 sur les notes aux évaluations de sixième - Estimations OLS.....	101
<b>Tableau 2.3</b> : La taille des classes observée en fonction de la taille de classe théorique en classe de CE1 - Estimations 2SLS, régressions de première étape.....	104
<b>Tableau 2.4</b> : L'impact de la taille des classes sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations 2SLS.....	107
<b>Tableau 2.5</b> : L'impact de la taille des classes sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations 2SLS , régressions par catégories.....	108
<b>Tableau 2.6</b> : Taille des classes de CE1 et caractéristiques des élèves (élèves des écoles rurales à une seule classe unique).....	109

<b>Tableau 2.7</b> : L'impact de la taille des classes de CE1 sur les notes aux évaluations de CE2 – Estimations OLS pour les écoles à une seule classe unique.....	113
<b>Tableau 2.8</b> : Test de falsification : l'impact de la taille des classes de CE1 sur les notes aux évaluations de CP.....	114
<b>Tableau 2.9</b> : L'impact de la taille des classes sur les notes au contrôle continu du brevet - Estimations OLS.....	116
<b>Tableau 2.10</b> : L'impact de la taille des classes de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet - Estimations OLS.....	119
<b>Tableau 2.11</b> : La taille de classe observée en fonction de la taille de classe théorique en quatrième et troisième générales - Estimations 2SLS, régressions de première étape.....	124
<b>Tableau 2.12</b> : L'impact de la taille des classes sur les notes au contrôle continu du brevet - Estimations 2SLS.....	129
<b>Tableau 2.13</b> : L'impact de la taille des classes de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet - Estimations 2SLS.....	130
<b>Tableau 2.14</b> : L'impact de la taille des classes sur les notes au contrôle continu du brevet - Régressions 2SLS par catégories.....	132
<b>Tableau 2.15</b> : L'impact de la taille des classes de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet - Régressions 2SLS par catégories.....	133
<b>Tableau 2.16</b> : L'impact de la taille des classes de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet - Régressions 2SLS en fonction de la PCS des parents.....	134
<b>Tableau 2.17</b> : L'impact de la taille des classes sur les notes au baccalauréat - Estimations OLS.....	138
<b>Tableau 2.18</b> : La taille de classe observée en fonction de la taille de classe théorique en classes de première et de terminale générales - Estimations 2SLS, régressions de première étape.....	143
<b>Tableau 2.19</b> : L'impact de la taille des classes sur les notes au baccalauréat - Estimations 2SLS.....	144

<b>Tableau 2.20</b> : L'impact de la taille des classes de terminale sur les notes au baccalauréat - Estimations 2SLS, régressions par catégories .....	146
<b>Tableau 2.21</b> : L'impact de la taille des classes de quatrième et de troisième sur le score au contrôle continu du brevet selon l'orientation - Estimations 2SLS.....	147
<b>Tableau 2.22</b> : Comparaison de l'ampleur des effets suivant les niveaux d'enseignements .....	149
<b>Tableau 2.23</b> : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les écoles.....	152
<b>Tableau 2.24</b> : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les collèges (hypothèse basse) .....	157
<b>Tableau 2.25</b> : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les lycées .....	158
<b>Tableau 2.26</b> : Peut-on réduire les inégalités de réussite scolaire? Impact de quelques réformes sur l'inégalité entre élèves en ZEP et hors ZEP.....	160
<b>Tableau 2.27</b> : Evolution de l'écart ZEP - hors ZEP aux évaluations de CE2 (1998-2002) .....	163
<b>Tableau 2.28</b> : Evolution de l'écart ZEP - hors ZEP aux évaluations de CE2 et de la taille des classes (1998-2002) .....	164
<b>Tableau 3.1</b> : Raison principale du choix d'une école privée dans le panel primaire 1997	190
<b>Tableau 3.2</b> : Les élèves des écoles publiques et des écoles privées : statistiques descriptives.....	193
<b>Tableau 3.3</b> : Changement de secteur et part des écoles privées par année au primaire dans le panel 1997 .....	197
<b>Tableau 3.4</b> : Les élèves des écoles publiques et des écoles privées : statistiques descriptives pour les élèves ayant changé de secteur et les élèves du public "désectorisés" .....	200
<b>Tableau 3.5</b> : Les caractéristiques des écoles privées et publiques : taille des classes et taille des écoles.....	202

<b>Tableau 3.6</b> : La répartition géographique des écoles privées au primaire : part du secteur privé par tranche d'unité urbaine .....	204
<b>Tableau 3.7</b> : Caractéristiques des élèves et implantation locale du secteur privé .....	209
<b>Tableau 3.8</b> : L'écart en CP entre élèves des écoles privées et des écoles publiques selon les caractéristiques des élèves.....	211
<b>Tableau 3.9</b> : L'écart en CP entre élèves des écoles privées et des écoles publiques selon les caractéristiques des élèves.....	213
<b>Tableau 4.1</b> : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées au primaire - estimations OLS.....	229
<b>Tableau 4.2</b> : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées en CP et en CE1 - estimations OLS.....	232
<b>Tableau 4.3</b> : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées du CE2 au CM2 - estimations OLS.....	233
<b>Tableau 4.4</b> : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées, implication des parents et comportement des élèves - estimations OLS .....	235
<b>Tableau 4.5</b> : Test de falsification : l'impact de la scolarisation dans les écoles privées au primaire sur les résultats en début de CP .....	239
<b>Tableau 4.6</b> : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées au primaire - régressions par catégories (estimations OLS).....	241
<b>Tableau 4.7</b> : L'impact de la scolarisation dans les écoles privées sur la probabilité de redoublement au primaire.....	244
<b>Tableau 4.8</b> : Impact de la scolarisation dans les écoles privées et implantation locale du secteur privé (estimations OLS).....	246
<b>Tableau A1</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires (1991-2004) .....	266
<b>Tableau A2</b> : Les pertes d'observations dans l'enquête n°19 du fait des grèves administratives.....	267

<b>Tableau A3</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, champ restreint aux établissements observés en 2003-2004 dans l'enquête n°19 .....	268
<b>Tableau A4</b> : La taille des classes dans les collèges français (1960-2004).....	269
<b>Tableau A5</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les collèges français (1995-2004) .....	270
<b>Tableau A6</b> : La taille des classes dans les lycées français, second cycle général et technologique (1966 – 2004) .....	271
<b>Tableau A7</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les lycées français, second cycle général et technologique (1995-2004).....	272
<b>Tableau B1</b> : L'impact de la taille de classe de CE1 sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations OLS (ensemble des élèves).....	300
<b>Tableau B2</b> : L'impact de la taille de classe de CE1 sur les notes aux évaluations de CE2 - Estimations OLS (élèves des classes uniques seulement) .....	301
<b>Tableau B3</b> : L'impact de la taille de classe de CM2 sur les notes aux évaluations de sixième - Estimations OLS (ensemble des élèves) .....	302
<b>Tableau B4</b> : - la taille de classe observée en fonction de la taille de classe théorique en classe de CE1 - Estimations 2SLS, régressions de première étape.....	303
<b>Tableau B5</b> : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les écoles primaires (hypothèse haute) .....	304
<b>Tableau B6</b> : L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les collèges .....	305
<b>Tableau C1</b> : La part des écoles privées dans l'enseignement élémentaire (par département - 2002).....	308
<b>Tableau C2</b> : La part des élèves dans le secteur privé au primaire dans le panel primaire 1997 et dans les statistiques nationales .....	309
<b>Tableau C3</b> : Part des académies dans le nombre total d'élèves dans le panel primaire 1997 et dans les statistiques nationales .....	310



# Liste des graphiques

<b>Graphique 1.1</b> : La taille moyenne des classes dans les écoles primaires françaises (1991-2004) .....	60
<b>Graphique 1.2</b> : La taille moyenne des classes dans les collèges français (1970-2004).....	61
<b>Graphique 1.3</b> : La taille moyenne des classes dans les lycées français, second cycle général et technologique (1970-2004).....	62
<b>Graphique 1.4</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires (1991-2004).....	64
<b>Graphique 1.5</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les collèges (1995-2004).....	67
<b>Graphique 1.6</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les lycées, second cycle général et technologique (1995-2004) .....	68
<b>Graphique 2.1</b> : La taille moyenne des classes de CE1 en fonction du nombre d'élèves inscrits en CE1 dans les écoles publiques hors ZEP (1998-1999 et 1999-2000).....	105
<b>Graphique 2.2</b> : La taille moyenne des classes de quatrième générale en fonction du nombre d'élèves inscrits en quatrième générale (1997-1998) .....	121
<b>Graphique 2.3</b> : La taille moyenne des classes de troisième générale en fonction du nombre d'élèves inscrits en quatrième générale (1998-1999) .....	122
<b>Graphique 2.4</b> : Le nombre d'écoles par effectif de troisième (années 1995-1996 à 2004-2005) .....	127
<b>Graphique 2.5</b> : Caractéristiques des élèves par établissement selon l'effectif de troisième (2003-2004) .....	128
<b>Graphique 2.6</b> : La taille moyenne des classes de première générale en fonction du nombre d'élèves inscrits dans la série correspondante (2000-2001).....	140
<b>Graphique 2.7</b> : La taille moyenne des classes de terminale générale en fonction du nombre d'élèves inscrits dans la série correspondante (2001-2002).....	141

<b>Graphique 3.1</b> : La part des écoles privées dans l'enseignement élémentaire par département (2002).....	206
<b>Graphique 3.2</b> : Carte représentant la part des écoles privées dans l'enseignement élémentaire par département (2002).....	207
<b>Graphique A1</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires (1991-2004).....	273
<b>Graphique A2</b> : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires (1991-2004) - Champ restreint aux établissements observés en 2003-2004 .....	274
<b>Graphique A3</b> : Répartition des tailles de classe de CE1 dans les écoles publiques en ZEP et hors ZEP (1998-1999) .....	275
<b>Graphique A4</b> : Répartition des tailles de classe de CE1 dans les écoles privées (1998-1999) .....	276
<b>Graphique A5</b> : Répartition des tailles moyennes par école des classes de CE1 dans les écoles publiques en ZEP et hors ZEP (1998-1999) .....	277
<b>Graphique A6</b> : Répartition des tailles moyennes par école des classes de CE1 dans les écoles privées (1998-1999).....	278
<b>Graphique A7</b> : Répartition des tailles de classe de CM2 dans les écoles publiques en ZEP et hors ZEP (2001-2002) .....	279
<b>Graphique A8</b> : Répartition des tailles de classe de CM2 dans les écoles privées (2001-2002) .....	280
<b>Graphique A9</b> : Répartition des tailles moyennes par école des classes de CM2 dans les écoles publiques en ZEP et hors ZEP (2001-2002) .....	281
<b>Graphique A10</b> : Répartition des tailles moyennes par école des classes de CM2 dans les écoles privées (2001-2002).....	282
<b>Graphique A11</b> : Répartition des tailles de classe de quatrième générale dans les établissements publics en ZEP et hors ZEP (1997-1998) .....	283
<b>Graphique A12</b> : Répartition des tailles de classe de quatrième générale dans les établissements privés (1997-1998) .....	284

<b>Graphique A13</b> : Répartition des tailles moyennes des classes de quatrième générale par établissement dans les établissements publics en ZEP et hors ZEP (1997-1998) .....	285
<b>Graphique A14</b> : Répartition des tailles moyennes par établissement des classes de quatrième générale dans les établissements privés (1997-1998).....	286
<b>Graphique A15</b> : Répartition des tailles de classe de troisième générale dans les établissements publics en ZEP et hors ZEP (1998-1999) .....	287
<b>Graphique A16</b> : Répartition des tailles de classe de troisième générale dans les établissements privés (1998-1999) .....	288
<b>Graphique A17</b> : Répartition des tailles moyennes des classes de troisième générale par établissement dans les établissements publics en ZEP et hors ZEP (1998-1999) .....	289
<b>Graphique A18</b> : Répartition des tailles moyennes par établissement des classes de troisième générale dans les établissements privés (1998-1999) .....	290
<b>Graphique A19</b> : Répartition des tailles de classe de première générale dans les établissements publics (2000-2001) .....	291
<b>Graphique A20</b> : Répartition des tailles de classe de première générale dans les établissements privés (2000-2001) .....	292
<b>Graphique A21</b> : Répartition des tailles moyennes par établissement et par série des classes de première générale dans les établissements publics (2000-2001) .....	293
<b>Graphique A22</b> : Répartition des tailles moyennes par établissement et par série des classes de première générale dans les établissements privés (2000-2001) .....	294
<b>Graphique A23</b> : Répartition des tailles de classe de terminale générale dans les établissements publics (2001-2002) .....	295
<b>Graphique A24</b> : Répartition des tailles de classe de terminale générale dans les établissements privés (2001-2002) .....	296
<b>Graphique A25</b> : Répartition des tailles moyennes par établissement et par série des classes de terminale générale dans les établissements publics (2001-2002).....	297
<b>Graphique A26</b> : Répartition des tailles moyennes par établissement et par série des classes de terminale générale dans les établissements privés (2001-2002).....	298