

les

dossiers

Enseignement scolaire

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

Thomas Piketty (EHESS)
Mathieu Valdenaire (EHESS)

173 [mars 2006]

les dossiers

Ministère de l'Éducation nationale,
de l'Enseignement supérieur et de la Recherche
Direction de l'évaluation et de la prospective

Ministère de l'Éducation nationale,
de l'Enseignement supérieur et de la Recherche
Direction de l'évaluation et de la prospective
61-65 rue Dutot 75732 Paris Cedex 15

Directeur de publication : **Daniel VITRY**

les dossiers

Responsable de ce numéro : **Fabienne ROSENWALD**

DEP – Bureau de l'édition
Service ventes
61-65 rue Dutot 75732 Paris Cedex 15
Téléphone : 01 55 55 72 04

Prix : 15 euros

Centre de documentation de la DEP
Téléphone : 01 55 55 73 58
01 55 55 73 61

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*

Thomas PIKETTY, directeur d'études à l'EHESS

Mathieu VALDENAIRE, doctorant à l'EHESS et moniteur à l'université Paris I
Panthéon-Sorbonne

Les résultats de cette étude n'engagent que leurs auteurs, et ne sauraient en aucun cas engager la DEP.

Ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche
Direction de l'évaluation et de la prospective

Remerciements

Nous remercions vivement la Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP) du ministère de l'Éducation nationale, et tout particulièrement Fabienne Rosenwald, Jean-Paul Caille, Florence Defresne, Marie-Laurence Jaspar-Delacourt, Sylvie Kleinholt, Alain Niabia, Sophie O'Prey et Franck Petrucci (Sous-direction des études statistiques) ainsi que Laurence Dauphin et Jean-Claude Emin (Sous-direction de l'évaluation), pour l'aide qu'ils nous ont apportée lors de l'exploitation des fichiers de données utilisées dans cette recherche. Tous les commentaires sont les bienvenus (piketty@ens.fr ou valdenaire@ens.fr).

Sommaire

1. Introduction (p.7)
 - 1.1. Données et méthodes (p.7)
 - 1.2. Principaux résultats (p.10)
 - 1.3. Comparaison avec les résultats des études antérieures (p.12)
 - 1.4. Plan de cette étude (p.17)

2. Les données utilisées (p. 19)
 - 2.1. Les données utilisées pour les écoles primaires (p.19)
 - 2.2. Les données utilisées pour les collèges et lycées (p.21)

3. Tailles de classes et inégalités scolaires : quelques statistiques descriptives (p.28)
 - 3.1. Statistiques descriptives pour les écoles primaires (p.28)
 - 3.2. Statistiques descriptives pour les collèges et lycées (p.34)

4. L'impact de la taille des classes : estimations pour les écoles primaires (p.43)
 - 4.1. Résultat des estimations « naïves » (OLS) (p.43)
 - 4.2. La méthode fondée sur les discontinuités liées aux ouvertures de classes (p.45)
 - 4.3. Résultats des estimations par variables instrumentales (IV) (p.52)
 - 4.4. Estimations complémentaires (p.56)
 - 4.4.1. L'impact différentiel des tailles de classes de CP et CE1 (p.56)
 - 4.4.2. Impact de la taille des classes en cours multiple (p.57)
 - 4.4.3. Impact de la taille des classes et du redoublement (p.59)
 - 4.4.4. Estimations avec les échantillons annuels (p.62)

5. L'impact de la taille des classes : estimations pour les collèges (p.65)
 - 5.1. Résultats des estimations « naïves » (OLS) (p.65)
 - 5.2. Résultats des estimations par variables instrumentales (p.70)

6. L'impact de la taille des classes : estimations pour les lycées (p.80)

6.1. Résultats des estimations OLS (p.80)

6.2. Résultats des estimations par variables instrumentales (p.83)

7. Le ciblage des moyens permet-il de réduire les inégalités scolaires? (p.91)

7.1. Comparaison des effets obtenus pour les différents niveaux (p.91)

7.2. Simulations de politiques de ciblage des moyens en faveur des ZEP (p.93)

7.3. Comparaison avec les « peer effects » (p.103)

8. Conclusions et perspectives (p.107)

Références bibliographiques citées dans le texte (p.109)

Liste des tableaux et graphiques insérés dans le texte (p.112)

Liste des tableaux et graphiques des annexes statistiques (p.116)

1. Introduction

Cette recherche a pour objectif d'estimer l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles primaires, les collèges et les lycées, et en particulier l'impact de politiques ciblées de réduction des tailles de classes sur les inégalités de réussite scolaire. Dans quelle mesure les politiques de ciblage des moyens permettent-elles de réduire sensiblement les inégalités scolaires ? Ces politiques sont-elles uniformément efficaces (ou inefficaces) pour les différents niveaux d'enseignement, ou bien faut-il concentrer les efforts sur tel ou tel niveau ? Telles sont les questions auxquelles cette étude tente de répondre, en présentant des estimations originales fondées sur les dernières données disponibles.¹

1.1. Données et méthodes

Nos estimations concernant les écoles primaires se fondent à titre principal sur les données du panel primaire 1997, appariées avec divers autres fichiers administratifs produits par la Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP) du Ministère de l'Education Nationale. Le panel primaire 1997 permet de suivre la scolarité primaire complète d'un échantillon national représentatif d'environ 9600 élèves entrant au CP à la rentrée 1997 (les non redoublants sont donc entrés en 6^{ème} à la rentrée 2002, et passeront leur baccalauréat en 2010). Les indicateurs de réussite scolaire sur lesquels nous nous concentrons ici sont les tests standardisés d'évaluations des compétences en français et en mathématiques auxquels ont été soumis les élèves du panel à la rentrée de CP et à la rentrée de CE2. Nous tenterons d'estimer l'impact de la taille des classes dans lesquelles ont été placés les élèves en CP et CE1 sur les scores obtenus à la rentrée de CE2 (en contrôlant pour les scores obtenus à la rentrée de CP).

¹ Cette étude reprend et prolonge les études récemment réalisées par les deux auteurs (cf. Piketty (2004, 2006) sur les écoles primaires, et Valdenaire (2006) sur les collèges et les lycées), avec pour principal souci de présenter des estimations comparables pour les différents niveaux d'enseignement et de proposer un document de référence permettant de faire le point sur la façon dont les différentes sources de données récemment produites par la DEP 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).

Nos estimations concernant les collèges et les lycées se fondent à titre principal sur les données du panel secondaire 1995, appariées avec divers autres fichiers administratifs produits par la DEP. Le panel secondaire 1995 permet de suivre la scolarité secondaire complète d'un échantillon national représentatif d'environ 17800 élèves entrant en 6^{ème} à la rentrée 1995 (les non redoublants ont passé leur brevet des collèges en 2000 et leur baccalauréat en 2003). Les indicateurs de réussite scolaire sur lesquels nous nous concentrons ici sont les tests d'évaluations des compétences à la rentrée de 6^{ème}, les notes obtenues aux examens du brevet des collèges en fin de 3^{ème}, et les notes obtenues aux examens du baccalauréat en fin de 1^{ère} et en fin de terminale. Pour ce qui concerne les collèges, nous tenterons d'estimer l'impact des tailles des classes de 4^{ème} et de 3^{ème} sur les notes obtenues au brevet (en contrôlant pour les scores obtenus à la rentrée de 6^{ème}). Pour ce qui concerne les lycées, nous tenterons d'estimer l'impact des tailles des classes de terminale sur les notes obtenues au baccalauréat en fin de terminale (en contrôlant pour les notes obtenues au brevet et au baccalauréat en fin de 1^{ère}).

Au-delà du choix d'indicateurs pertinents de réussite scolaire (les indicateurs disponibles sont toujours imparfaits), le problème principal auquel se sont depuis longtemps trouvés confrontés (sans véritablement le résoudre) les économistes et sociologues de l'éducation qui se sont intéressés à l'impact de la taille des classes 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 dans les écoles socialement défavorisées qui ont le plus besoin de moyens supplémentaires, et auxquels 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 écoles, la corrélation brute entre taille des classes et réussite scolaire va généralement dans le mauvais sens : superficiellement, des tailles de classe plus réduites semble être associées à des performances scolaires plus faibles ! Ce biais statistique évident peut certes être atténué si l'on contrôle pour l'origine sociale des élèves et diverses autres caractéristiques (c'est-à-dire si l'on raisonne « toutes choses égales par ailleurs »). Si les variables de contrôle dont on dispose sont suffisamment précises, on peut même obtenir un impact légèrement positif des tailles de classes réduites sur la performance. Mais, ainsi que nous le

verrons pour le cas français, où les données disponibles sont pourtant particulièrement riches (avec notamment la possibilité, par exemple, dans le cas du primaire, de contrôler pour le score obtenu en début de CP), tout laisse à penser qu'une telle méthode ne suffit jamais complètement à corriger le biais, et que les estimations ainsi obtenues par de nombreux chercheurs sous-estiment le véritable impact causal de la réduction de la taille des classes.² Ces biais statistiques posent un problème d'autant plus important que les études concluant ainsi à des effets limités (voire nuls) des tailles de classe réduites sur la performance ont probablement contribué à alimenter un certain scepticisme dans le débat public au sujet des politiques de ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisées.

La méthodologie utilisée dans cette recherche afin de dépasser ces difficultés consiste à exploiter les discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes. Il n'existe pas de seuil national uniforme et « officiel » en France, et les seuils appliqués varient localement suivant les académies et les classes, en fonction notamment des politiques mises en place par les responsables et inspecteurs académiques et les chefs d'établissements. En pratique, on constate cependant de très forts effets de seuil. Dans les écoles primaires, par exemple, on constate que le seuil implicite est de l'ordre de 30 au niveau du CE1. Autrement dit, lorsque la taille de cohorte d'élèves entrant en CE1 dans une école donnée au cours d'une année donnée est inférieure à 30, une augmentation d'un élève ne conduit généralement à aucune ouverture de classe supplémentaire, et la taille moyenne de classe augmente d'un élève. Mais dès lors que la taille de cohorte dépasse 30, une seconde classe de CE1 est ouverte, si bien que la taille moyenne des classes de CE1 de l'école descend subitement de 30 élèves par classe à guère plus de 15-16 élèves par classe, très proche de la taille théorique que l'on devrait observer si une règle de seuil à 30 élèves s'appliquait mécaniquement. De même, dès lors que la taille de la cohorte dépasse 60, une troisième classe de CE1 est ouverte, ramenant

² Cette méthode conduira à sous-estimer le véritable impact causal dès lors qu'il existe des variables négatives non observables par le chercheur (mais observables pour les acteurs locaux du système éducatif) qui expliquent à la fois pourquoi certaines écoles (pour des caractéristiques observables données) ont droit à des moyens supplémentaires et ont une performance inférieure. En théorie, le biais pourrait également aller dans l'autre sens, par exemple si ce sont les parents dotés de caractéristiques non observables positives (plus forte motivation vis-à-vis de l'éducation, meilleures connections, etc.) qui obtiennent des tailles de classes réduites (toujours pour des caractéristiques observables données). Dans les deux cas, cette méthode d'estimation naïve conduit à des résultats biaisés.

subitement la taille moyenne des classes de 30 à environ 20-21 élèves par classe. De telles discontinuités sont essentielles pour notre objet, car elles constituent des variations totalement 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. Le fait que la taille de cohorte d'élèves en âge d'entrer en CE1 dans une école donnée soit de 33-34 au lieu de 28-29 dépend en effet des hasards de la démographie locale, et non pas des caractéristiques non observables des élèves en question.

Nous exploitons ce même type de discontinuité pour les collèges et les lycées. Les discontinuités liées à ces effets de seuils apparaissent extrêmement forts à tous les niveaux d'enseignement, en particulier au niveau des lycées, où l'on constate qu'il existe un seuil implicite très strictement appliqué autour de 35 élèves par classe (en terminale). Techniquement, 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.

1.2. Principaux résultats

Les principaux résultats obtenus en appliquant cette méthodologie peuvent se résumer de la façon suivante. Notre méthode nous permet d'identifier des effets statistiquement significatifs de la taille des classes pour les trois niveaux d'enseignement, mais 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 « naïves » décrites plus haut, notamment pour ce qui concerne les élèves socialement défavorisés. Nous estimons par exemple qu'une réduction d'un élève de la taille de classe de CE1 conduit à une augmentation d'environ 0,3-0,4 points du score moyen obtenu aux épreuves d'évaluation de mathématiques de

début de CE2, et d'au moins 0,7 point lorsque l'on se concentre sur des sous-échantillons d'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 d'environ 14% de l'écart entre les scores moyens obtenus en ZEP et hors ZEP aux évaluations de mathématiques de début de CE2 (écart qui est d'environ 9 points, ce qui est considérable). Surtout, des simulations simples indiquent que cet écart pourrait être réduit d'environ 46% 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 » habituelles (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 réduction de taille de classes d'un élève conduit à une progression du score obtenu par les élèves d'environ 0,3-0,4 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. Une réduction de taille de classes d'un élève conduit ainsi à une progression du score équivalent à environ 2,5-3% d'un écart-type de la distribution des scores au primaire, 1-1,3% d'un écart-type au collège, et à peine 0,4% d'un écart-type au lycée. Relativement au degré d'inégalité de réussite scolaire constaté aux différents niveaux d'enseignement, une réduction d'un élève par classe 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 de l'inégalité de 10% au collège

et de 3% au lycée, et une forte politique de ciblage (5 élèves de moins en ZEP) conduirait à une réduction de l'inégalité de 22% au collège et 4% au lycée.

Pour résumer, nos résultats indiquent que des politiques réalistes de ciblage des moyens peuvent avoir un effet considérable sur la réduction des inégalités scolaires, mais que ces politiques gagneraient probablement à se concentrer sur les plus jeunes élèves. Il est sans doute illusoire de prétendre utiliser de telles politiques pour corriger les inégalités accumulées à l'âge de l'adolescence, âge pour lequel d'autres types de politiques sont probablement plus adaptés (comme par exemple des dispositifs d'admission préférentielle dans les filières sélectives du supérieur pour les élèves issus de lycées défavorisés). En revanche, pour ce qui est du primaire, et dans une certaine mesure du collège, nos résultats indiquent que la relative modestie des politiques de ciblage des moyens en faveur des écoles et collèges défavorisés actuellement en vigueur en France peut difficilement se justifier par l'idée selon laquelle de telles politiques ne marchent pas. D'après nos estimations, il est tout à fait possible de réduire substantiellement l'inégalité des chances scolaires en France au niveau du primaire et du collège, pour peu qu'on le souhaite.

1.3. Comparaison avec les résultats obtenus dans les recherches antérieures

Si nos résultats sont relativement nouveaux sur données françaises, ils n'en sont pour autant pas incohérents avec la recherche internationale la plus récente. En particulier, une étude importante sur données israéliennes de Angrist et Lavy (1999) a également obtenu des impacts élevés de la taille des classes en appliquant pour la première fois la méthodologie à base de seuils d'ouverture et de fermeture de classes que nous reprenons ici. Nous nous contentons dans cette recherche d'appliquer pour la première fois la méthode Angrist-Lavy sur données françaises, avec comme avantage additionnel de pouvoir présenter des estimations comparables pour différents niveaux d'enseignement (les estimations Angrist-Lavy portent uniquement sur le primaire). En outre, les données françaises produites par la DEP étant d'une qualité globalement supérieure aux données israéliennes et à la plupart des données internationalement disponibles,³ l'application de la stratégie

³ Angrist et Lavy (1999), de même que la plupart des études internationales jusqu'à une date récente disposent uniquement de données agrégées par classe et non de données individuelles, et leurs

Angrist-Lavy sur données françaises permet d'obtenir des estimations statistiquement plus précises. Exprimés en pourcentages d'écart-types de la distribution des scores, il est frappant de constater que les résultats que nous obtenons pour le primaire sont quantitativement très proches de ceux obtenus sur données israéliennes.⁴

En dehors de l'étude Angrist-Lavy, les seules recherches permettant de traiter de façon satisfaisante le biais d'endogénéité sont les recherches fondées sur de véritables expériences contrôlées, telles que celles exploitant le projet STAR. Cette expérience menée au Tennessee repose sur un programme d'assignation aléatoire de près de 12 000 élèves de la maternelle au CE2 à des tailles de classe différentes. La procédure totalement aléatoire (tirage au sort) 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. Ces études expérimentales mesurent systématiquement un impact 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 sont même plus élevés que les résultats obtenus par Angrist et Lavy (1999).⁵

De telles études fondées sur des expériences contrôlées sont malheureusement extrêmement rares. La méthode Angrist-Lavy repose sur une expérience « naturelle » et est potentiellement plus facile à répliquer, mais elle exige tout de même des données relativement riches et difficiles d'accès, ce qui explique sans doute pourquoi elle n'a pour l'instant pas été appliquée dans de nombreux pays. Une étude récente appliquant la méthode Angrist-Lavy sur données danoises confirme les impacts importants de la taille de classe sur la réussite scolaire obtenus sur

variables de contrôle socio-démographiques sont relativement limitées par comparaison à celles du panel primaire 1997. En particulier, les données françaises permettent d'observer les résultats d'évaluations avant et après les variations des tailles de classes (en début de CP et en début de CE2).

⁴ Les estimations centrales obtenues par Angrist-Lavy correspondent à une progression du score équivalente à environ 3-4% d'un écart-type pour une réduction d'un élève par classe, et montent jusqu'à 7% d'un écart-type pour les spécifications se concentrant sur les sous-échantillons les plus fortement touchés par les effets de seuil (cf. Angrist et Lavy (1999, p.568)). Nos estimations moyennes pour l'ensemble des élèves sont de l'ordre de 2,5-3% d'un écart-type pour l'ensemble des élèves, et sont de l'ordre de 2-2,5 fois plus élevées (soit 6-7% d'un écart-type) pour les sous-échantillons d'élèves socialement défavorisés.

⁵ Cf. notamment Krueger (1999). Comme le notent Angrist et Lavy (1999, p.568), leurs estimations moyennes obtenues pour l'ensemble des élèves (environ 2,5-3% d'un écart-type de score supplémentaire pour une réduction d'un élève par classe) se placent plutôt dans la « lower end » des estimations issues du projet STAR.

données israéliennes et françaises, ce qui tend à confirmer la robustesse de la méthode.⁶

Il convient également d'insister sur le fait que les études fondées sur les méthodes traditionnelles (régressions OLS classiques, sans correction pour le biais d'endogénéité), s'il est vrai qu'elles conduisent pour la plupart à des coefficients plus faibles que ceux obtenus à partir des méthodes expérimentales récentes, concluent généralement à un impact statistiquement significatif et quantitativement non-trivial de la taille des classes sur la réussite scolaire. Qu'elles portent sur données françaises ou sur données internationales, ces études traditionnelles concluent typiquement qu'une réduction de taille de classes d'un élève conduit à une progression du score de l'ordre de 1-2% d'un écart-type de la distribution des scores au primaire.⁷ Il s'agit certes de résultats moins optimistes que ceux obtenus dans la présente étude après application de la méthode par variables instrumentales (2,5-3% d'un écart-type pour une réduction d'un élève en primaire pour l'ensemble des élèves, avec des effets de l'ordre de 2-2,5 fois plus élevés lorsqu'on se concentre sur les élèves socialement défavorisés), et nous verrons que de tels différentiels ne sont pas sans conséquences lorsque l'on utilise ces coefficients pour simuler l'impact de politiques de ciblage de moyens sur les inégalités de réussite scolaire.⁸ Il nous semble cependant qu'une raison additionnelle expliquant pourquoi une partie de la littérature en économie et sociologie de l'éducation a eu pendant longtemps tendance à exprimer des conclusions mitigées (voire franchement sceptiques) sur

⁶ Cf. Browning et Heinesen (2003), qui utilisent de très riches données individuelles danoises. D'autres tentatives d'applications de la méthode Angrist-Lavy ont conduit à des impacts moins élevés de la taille des classes sur la réussite scolaire, mais cela semble s'expliquer (au moins en partie) par la mauvaise qualité des données utilisées. Cf. en particulier Wössman (2005), qui utilise les données issues de l'enquête TIMSS portant sur 17 pays européens. Comme le note Duflo (2005), le problème de ces données est qu'elles ne contiennent qu'un nombre limitée d'observations par pays, qui ne permettent pas de mettre en évidence de façon satisfaisante les discontinuités liées aux effets de seuils d'ouverture et de fermeture de classes (cf. les graphiques par pays présentés par Wössman (2005, p.477), qui ne reposent que sur quelques points), ce qui rend la stratégie d'estimation par variables instrumentales difficilement défendable. L'étude aux conclusions négatives menée par Hoxby (2000) sur données du Connecticut repose également sur des données en partie inadaptées à cette méthode : il s'agit de données agrégées par classe et non de données individuelles, et de surcroît les effets de seuils semblent relativement peu présents dans la base utilisée.

⁷ Cf. par exemple la revue de la littérature française et internationale réalisée par Meuret (2001, pp.18-21). Certaines études recensées par Meuret ne trouvent aucun impact significatif (voire un impact allant dans le mauvais sens), mais nos résultats obtenus par régressions OLS traditionnelles (cf. section 3.1 infra) indiquent que cela peut aisément s'expliquer par l'insuffisante précision des variables de contrôle disponibles dans les données utilisées.

⁸ Cf. section 7.2 infra.

l'efficacité des réductions de tailles de classe tient précisément au fait que le mode d'expression des résultats (pourcentage d'écart-type de score supplémentaire pour un élève en moins) est somme toute relativement abstrait et ne permet pas toujours de se faire une idée de l'ampleur réelle des effets obtenus. Dans la présente étude, nous proposons des simulations concrètes de politiques de réductions de tailles de classes en ZEP afin de juger de l'ampleur des effets obtenus.

Notons également qu'une étude française récente, bien que non explicitement expérimentale, obtient des coefficients à peine plus faibles que ceux que nous obtenons dans la présente étude pour les écoles primaires.⁹ L'expérimentation de dédoublement de cours préparatoires menée en France en 2002-2003 semble également avoir conduit à des résultats positifs du même ordre : 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.¹⁰ Le résultat décevant de cette expérimentation novatrice en France est cependant que cette progression semble avoir totalement disparu lorsqu'on mesure de nouveau 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 uniquement en CP.¹¹ Il

⁹ Cf. Bressoux, Kramarz et Prost (2004), qui obtiennent un impact d'une réduction d'un élève en CE sur les scores de compétences de l'ordre de 0,3-0,5 points. Cette étude est partiellement expérimentale, dans la mesure où elle repose sur l'hypothèse selon laquelle il n'existerait au sein des classes allouées à des instituteurs débutants (sur lesquelles porte l'estimation) aucune corrélation entre taille de classe et caractéristiques non-observables (hypothèse non testable). Les données très novatrices utilisées par ces auteurs ne leur permettent malheureusement pas de développer la méthode à base d'effets de seuils utilisée ici (cf. Bressoux, Kramarz et Prost (2004, p.13)).

¹⁰ Cf. Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP), « L'expérimentation d'une réduction des effectifs en classes préparatoires », Note évaluation n°05-03 (MEN-DEP, avril 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).

¹¹ Nous n'avons pu étudier correctement cette question de la durabilité des effets dans le cadre de cette étude, faute de données adéquates. En particulier, seuls des tests disponibles à l'entrée en CE1 auraient pu nous permettre d'espérer pouvoir d'identifier séparément l'impact des tailles de classes de CP et de CE1 (cf. section 4.4.1 infra). La disponibilité dans le panel primaire 1997 des tests de compétence à l'entrée en 6^{ème} pourraient en principe permettre de tester la durabilité des effets de tailles de classes de CP et CE1, mais 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 cohorte 1997, ce qui ne peut être pleinement résolu qu'en se concentrant sur les élèves changeant d'école, sous-échantillon trop réduit - et potentiellement biaisé - pour produire des

est également possible que les résultats relativement décevants de cette expérimentation s'expliquent (au moins en partie) par le fait que contrairement au projet STAR il ne s'agissait malheureusement pas d'une véritable expérience contrôlée : les écoles bénéficiant de CP à taille réduite ont apparemment été choisies par les recteurs d'académie sur la base du volontariat (et en tout état de cause pas sur une base explicitement aléatoire), et rien ne permet d'affirmer que les caractéristiques non observables des écoles choisies comme groupe de contrôle étaient les mêmes que celles du groupe test.¹²

Notons enfin que nos résultats relativement optimistes sur l'impact potentiel des politiques de ciblage des moyens ne sont évidemment pas incohérents avec les bilans globalement négatifs des 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 de l'ordre de 14% en primaire et de 10% au collège, ce qui n'est pas rien. Il reste qu'un tel effet de l'ordre de 10-14% est difficile à détecter à l'œil nu, d'autant plus que nos estimations prennent en compte le ciblage des moyens en faveur des ZEP en vigueur en 2003-2004, qui bien que relativement modeste est sensiblement plus important que celui observé dans les années 1990,¹³ période sur laquelle portent les quelques études disponibles sur les ZEP.¹⁴ De plus, et surtout, nos estimations reposent sur

estimations convaincantes), doublée de la multiplication des redoublements à mesure que l'on avance dans les classes, ne nous a pas permis d'obtenir des identifications satisfaisantes.

¹² 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. Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP), « L'expérimentation d'une réduction des effectifs en classes préparatoires », Note d'évaluation n°05-03 (MEN-DEP, avril 2005), p.2).

¹³ Par exemple, dans le primaire, il n'existait au début des années 1990 aucun ciblage des moyens en faveur des écoles classées en ZEP, et le léger différentiel de l'ordre de 2 élèves par classe constaté actuellement n'est apparu que très progressivement (cf. section 3.1 infra).

¹⁴ Cf. par exemple Benabou, Kramarz et Prost (2004), qui utilisent les panels secondaire 1980 et 1989 et constatent que les collèges et lycées classés en ZEP au début des années 1990 n'ont pas comblé leur retard de performance scolaire vis-à-vis des autres établissements de façon statistiquement

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.¹⁵ 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 ZEP.

1.4. Plan de cette étude

La suite de cette étude est organisée de la façon suivante. La section 2 décrit les principales caractéristiques techniques des données utilisées. La section 3 plante le décor en présentant un certain nombre de statistiques descriptives concernant l'évolution de la taille de classe et des inégalités de réussite scolaire dans les écoles primaires, les collèges et les lycées français. La section 4 présente les résultats de nos estimations de l'impact de la taille de classe sur la réussite scolaire dans les écoles primaires, en commençant par les estimations « naïves », puis en développant la méthode fondée sur les discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes. Les sections 5 et 6 font de même pour les collèges et les lycées. La section 7 se charge ensuite de comparer les résultats obtenus pour les différents niveaux d'enseignement, et d'utiliser ces résultats pour évaluer dans quelle mesure des politiques de ciblage des moyens en faveur des établissements (écoles primaires, collèges et lycées) défavorisés plus ambitieuses que celles menées aujourd'hui pourraient permettre de réduire les inégalités scolaires. Enfin, la section 8 présente un certain nombre d'extensions possibles et de questions ouvertes laissées par ce travail. L'étude est suivie de plusieurs annexes

significative. Une limitation des données utilisées dans cette étude tient toutefois au fait que la performance scolaire est mesurée à partir d'indicateurs indirects tels que le taux de redoublement et non pas d'évaluations standardisées des compétences en français et en mathématiques (de telles évaluations n'étaient pas disponibles dans les panels secondaire 1980 et 1989).

¹⁵ En particulier, l'étude Benabou-Kramarz-Prost (2004) 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.

statistiques et de nombreux tableaux auxquels se réfèrent les différentes sections, mais qui ne pouvaient être intégrés dans le texte principal sans en alourdir excessivement la lecture. De façon générale, nous avons privilégié dans le texte principal une présentation des résultats sous forme de graphiques et de tableaux simples. Le lecteur intéressé est invité à consulter les annexes pour obtenir les séries chiffrées détaillées utilisées pour établir les graphiques, ainsi qu'un certain nombre d'estimations complémentaires.

2. Les données utilisées

2.1. Les données utilisées pour les écoles primaires

Les estimations présentées dans cette étude pour les écoles primaires reposent à titre principal sur les données du panel primaire 1997. Conçu et réalisé au Ministère de l'Éducation Nationale par la direction de l'évaluation et de la prospective (sous-direction des études statistiques), ce panel permet de suivre la scolarité primaire complète d'un échantillon national représentatif de 9639 élèves entrant au CP à la rentrée 1997.¹⁶ Les élèves du panel primaire 1997 qui n'ont jamais redoublé sont donc rentrés en 6^{ème} à la rentrée 2002 et passeront leur bac en 2010, mais certains sont encore aujourd'hui dans le primaire. Ce panel se situe dans la lignée des panels secondaire 1980, 1989 et 1995 déjà organisés par la DEP pour suivre la scolarité secondaire complète d'échantillons d'élèves entrés en 6^{ème} lors des rentrées 1980, 1989 et 1995.¹⁷

Deux grands types d'informations figurent dans le panel primaire 1997: d'une part, les informations d'origine administrative fournies chaque année par les chefs d'établissement (nature de la classe fréquentée par l'élève, taille de la classe, informations socio-démographiques sommaires sur les familles issues des fiches remplies par les parents en début d'année, etc.); et, d'autre part, les informations issues d'une enquête réalisée en 1999 auprès des familles d'enfants du panel, sur la base d'un questionnaire détaillé (profession des parents, niveaux de formation, structure familiale, attitudes vis-à-vis de l'école, etc.). Parmi les informations fournies par les chefs d'établissement figurent également les résultats obtenus par les élèves du panel aux épreuves d'évaluations des compétences en français et mathématiques à la rentrée de CP (rentrée 1997) et à la rentrée de CE2 (rentrée 1999 pour les élèves qui n'ont pas redoublé, rentrée 2000 pour les élèves ayant redoublé une fois, etc.). Ces épreuves contiennent plusieurs dizaines d'items (compréhension, reconnaissance de formes et de notions, calculs, etc.) et aboutissent à des scores

¹⁶ Le champ couvre l'ensemble des écoles publiques et privées sous contrat de France métropolitaine, de même que l'ensemble de cette étude (nous omettrons de le préciser par la suite). A partir du moment où ils restent dans ce champ, le panel permet de suivre les élèves de façon extrêmement fiable, y compris en cas de déménagement ou changement d'école.

¹⁷ Mentionnons également l'existence d'un panel secondaire 1973 et d'un panel primaire 1978. Le panel primaire 1997 est le premier panel organisé par la DEP dans le primaire depuis 1978.

individuels allant de 0 à 100 et mesurant le pourcentage d'items auxquels les élèves ont répondu correctement. Les évaluations de CE2 sont issues de la série d'évaluations auxquelles sont soumis tous les élèves des écoles primaires françaises à leur entrée en CE2 depuis la rentrée 1989. Les évaluations de CP ont au contraire été conçues spécifiquement dans le cadre du panel primaire 1997, et seuls les élèves du panel y ont été soumis.

Compte tenu du très grand nombre d'établissements accueillant des élèves de CP (plus de 40 000 écoles primaires à la rentrée 1997), l'échantillon initial de 9 639 élèves (sur un total de 850 000 élèves scolarisés en CP à la rentrée 1997, soit un taux de sondage d'environ 1 élève sur 90) a été tiré à partir d'un plan de sondage à deux niveaux. Pour les écoles scolarisant moins de 11 élèves en CP, 1 école sur 90 a été retenue, et tous les élèves entrant en CP dans ces écoles ont été sélectionnés pour faire partie du panel. Pour les écoles scolarisant entre 11 et 30 élèves en CP, 1 école sur 30 a été retenue, et 1 élève entrant en CP dans ces écoles sur 3 a été sélectionné de façon aléatoire (sur la base de la liste alphabétique des élèves). Pour les écoles scolarisant plus de 30 élèves en CP, les écoles avec une classe de CP avaient 1 chance sur 30 d'être retenues, les écoles avec deux classes de CP avaient 2 chances sur 30 d'être retenues, etc., puis une classe de CP tirée au sort était retenue dans chacune de ces écoles, et 1 élève entrant en CP dans ces écoles sur 3 était sélectionné de façon aléatoire.¹⁸ Au final, le fait important est que les 9639 élèves du panel primaire 1997 se répartissent sur environ 1400 écoles (soit en moyenne environ 7 élèves enquêtés dans chacune de ces écoles, et généralement entre 5 et 10 élèves par école).¹⁹

Afin d'appliquer notre méthodologie fondée sur l'exploitation des franchissements de seuils d'ouverture et de fermeture des classes, il était également nécessaire que nous disposions pour chaque école du nombre total d'élèves scolarisés en CP, CE1, etc. et de leur répartition par taille de classes (informations qui ne figurent pas dans le panel). Pour cela nous avons apparié (sur la base de l'identifiant d'établissement) les données du panel avec celles des fichiers administratifs d'établissements

¹⁸ L'objectif de ce plan de sondage était de s'assurer que la passation relativement lourde des évaluations de début de CP serait organisée pour des élèves appartenant à une seule classe par école.

¹⁹ Ce plan de sondage contraste avec celui des panels secondaire 1989 et 1995, où tous les collèges étaient retenus, et où seul 1 élève sur 30 (en 1989) ou sur 40 (en 1995) parmi les élèves entrant en 6^{ème} était retenu (soit à peine plus de 3 élèves enquêtés par collège en moyenne). Le panel secondaire 1980 reposait par contre sur un plan de sondage à deux niveaux.

primaires (enquêtes dites « n°19 »). Ces fichiers sont issus des formulaires que les chefs d'établissements primaires de France doivent remplir chaque année en indiquant pour chacune de leurs classes les nombres d'élèves scolarisés par niveau (CP, CE1,..., CM2), ainsi que pour chaque niveau les nombres d'élèves ventilés par sexe et année de naissance. Ils constituent 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.²⁰

Enfin, nous avons exploité à titre subsidiaire les échantillons annuels d'évaluations CE2 collectés par la DEP (sous-direction de l'évaluation). Par comparaison aux données du panel primaire 1997, l'avantage de ces échantillons est qu'ils existent sur une base annuelle depuis la mise en place des évaluations en début de CE2 à la rentrée 1989. L'inconvénient est évidemment que les informations dont nous disposons dans ces échantillons sont extrêmement limitées en dehors des évaluations elles-mêmes : les élèves ne sont observés qu'une seule année, et seules quelques informations sommaires sur la profession des parents (informations issues des fiches remplies par les parents) sont disponibles. Ces données nous permettront toutefois de nous assurer de la robustesse des résultats obtenus à partir des données du panel primaire 1997.²¹

2.2. Les 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

²⁰ Ces formulaires fournissent également une ventilation globale de tous les élèves de CP-CM2 suivant la nationalité et la commune des parents, mais en aucun cas d'informations sur la profession des parents. Ces fichiers administratifs annuels d'établissements primaires sont également gérés par la DEP (sous-direction des études statistiques), et ils ont été conservés sous un format informatique aisément exploitable depuis le début des années 1980 (au moins). Ils couvrent en principe la totalité des écoles et des élèves, mais une grève administrative en cours de la part des chefs d'établissements primaire implique que le taux de couverture est inférieur à 30-40% depuis 2000-2001 (cf. annexe A, tableau A3). Fort heureusement, nous avons surtout besoin des données des rentrées précédentes (rentrées 1997 et 1998).

²¹ L'ensemble des élèves scolarisés en France sont soumis à ces tests d'évaluations de compétences à l'entrée en CE2 depuis la rentrée 1989, mais seuls des échantillons sont centralisés au niveau des académies et au niveau national (Cf. section 4.4.4). Des tests similaires sont également administrés à tous les élèves à l'entrée en 6^{ème} depuis la rentrée 1989, et pourraient potentiellement être utilisés pour estimer l'impact des tailles de classes de CM1 et CM2 sur la réussite (nous n'avons pas cherché à la faire dans le cadre de la présente étude, et ces tests à l'entrée en 6^{ème} ont uniquement été utilisés comme variable de contrôle pour les estimations menées au niveau du collège dans le cadre du panel 1995 ; cf. sections 3.2 et 5 infra).

administratifs). Conçu et réalisé par la DEP, le panel secondaire 1995 permet de suivre la scolarité secondaire d'un échantillon national représentatif environ 17 800 élèves scolarisés en sixième à la rentrée 1995²² dans un établissement public ou privé de France métropolitaine.²³ 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 1/40^{ème} : 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 vivantes étudiées...). Les principales informations sur la situation scolaire de l'élève et les caractéristiques de l'établissement fréquenté (nom, adresse, statut ZEP, 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 recrutés dans le panel (nombre d'année passées dans chaque classe au primaire, secteur fréquenté, 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.

²² Le champ couvre là encore l'ensemble des établissements publics et privés sous contrat de France métropolitaine.

²³ La population de référence inclut les élèves entrant en sixième ou en 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.

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 dispose pas des 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.

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 : tout d'abord la note au contrôle continu est une note basée sur les performances en quatrième *et* en troisième de l'élève, ainsi l'identification de l'effet d'une des deux classes (quatrième et troisième) en particulier est plus ambiguë. D'autre part, dans le cadre d'un contrôle continu, il est difficile de supposer que tous les établissements notent de la même manière, et il est a priori 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 avons complété nos estimations pour le collège réalisées 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 bien entendu 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 PCS du chef de famille ou du responsable de l'élève. Ces informations permettent toutefois de retrouver les élèves de la base DNB 2004 dans la base « Scolarité » (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). Surtout, l'avantage considérable de cette base DNB est que le très grand nombre d'observations individuelles permet d'exploiter de façon ultra-fine les discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes.²⁴

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).

²⁴ Des bases exhaustives similaires existent pour les notes du baccalauréat (dans le cadre des bases Océan), mais elles ont plus difficilement exploitables, et nous ne les avons pas utilisées dans le cadre de cette étude.

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 DOM, ainsi qu'une partie des TOM, 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 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. Avant 1993, seuls les fichiers d'enquête n°16 étaient disponibles.²⁵

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 de l'élève, 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 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, principalement le code de l'établissement fréquenté, de la formation détaillée et des options suivies en

²⁵ 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, cf. section 3) proviennent d'un fichier Hors Collection (HC059), fichier non publié et disponible sur demande au centre de documentation de la DEP. La source d'information qui permet de reconstituer ces données sur les effectifs pour la période antérieure à 1993 est l'enquête n°16. Notons qu'un système de bases individuelles similaire à au système « Scolarité » est actuellement en cours de mise en place dans le primaire (les enquêtes n°19 sont donc appelés à connaître le même destin que les enquêtes n°16).

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 scolaires (tests de sixième, notes au brevet ou au bac), autre que les informations sur la filière et le redoublement. Cependant, les informations de 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),²⁶ 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.

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

²⁶ 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.

nombre de divisions ». ²⁷ 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.

²⁷ 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 pluri-formation. 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).

3. Taille de classes et inégalités scolaires : quelques statistiques descriptives

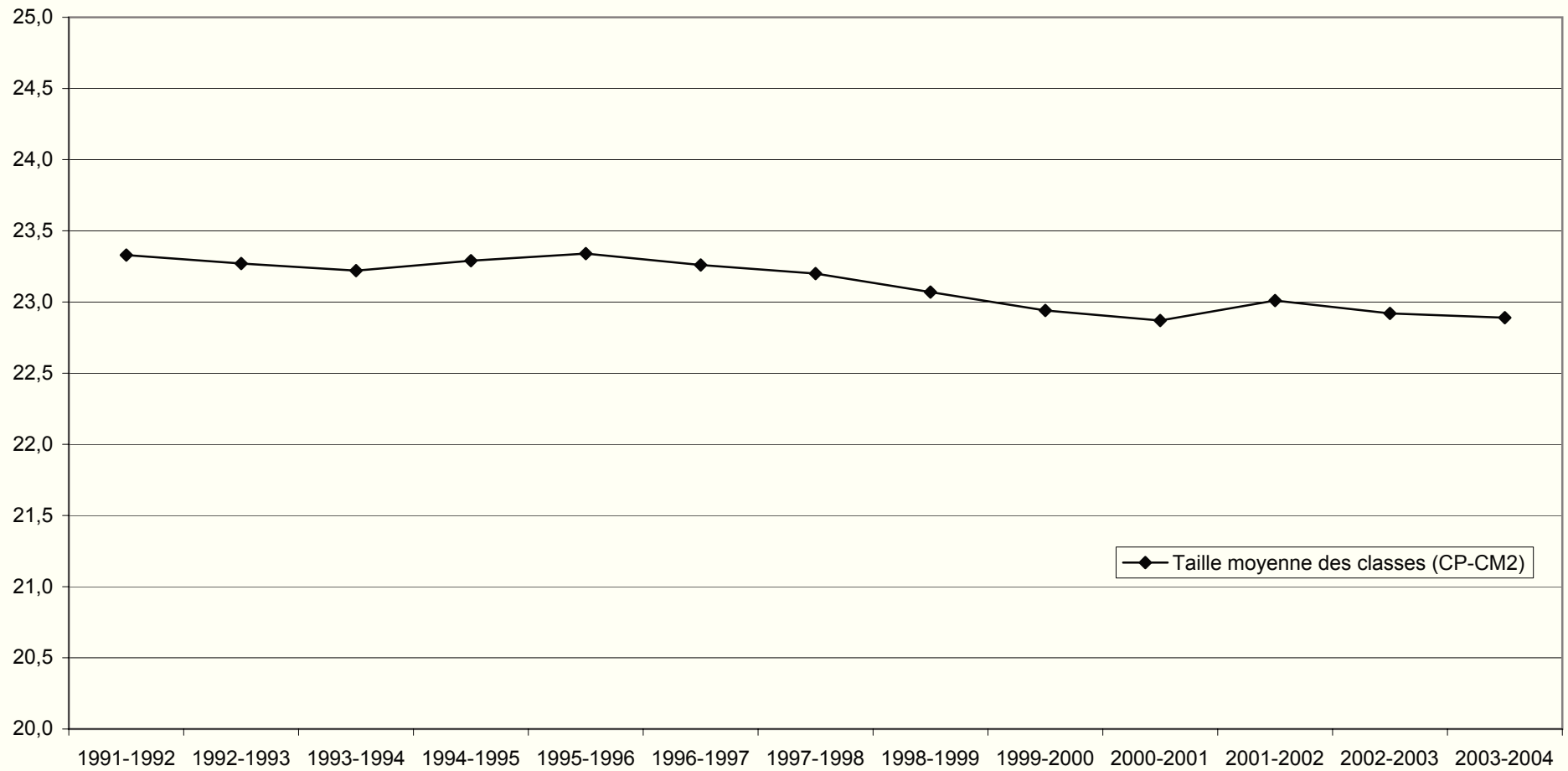
3.1. Statistiques descriptives les écoles primaires

La taille moyenne des classes dans les écoles primaires françaises a légèrement baissé depuis le début des années 1990, passant d'environ 23,3 élèves par classe au début des années 1990 à environ 22,9 au milieu des années 2000 (cf. graphique 1).²⁸ Cette baisse d'environ 0,4 élève par classe sur 15 ans est pour l'essentiel la conséquence d'une légère diminution des effectifs en âge d'être scolarisés dans le primaire. Elle est d'une ampleur plus modérée que ce que l'on imagine parfois. En particulier, elle est nettement plus faible que les baisses enregistrées au cours des décennies précédentes. La taille moyenne des classes dans le primaire en France n'a cessé de baisser au cours du dernier demi-siècle, mais avec un rythme de baisse en décroissance régulière : près de 31 élèves par classe en moyenne en 1960, 26 en 1970, 24,5 en 1980 et 23,5 en 1990.²⁹

La baisse tendancielle enregistrée depuis le début des années 1990 n'en est pas moins significative. Par exemple, si cette baisse de 0,4 élève par classe avait été consacrée prioritairement à une réduction ciblée des tailles de classe dans les 10% des écoles les plus défavorisées (ce qui correspond grosso modo aux écoles classées en ZEP), en maintenant constante la taille des classes dans les autres écoles, alors on aurait pu obtenir une réduction de près de 4 élèves par classe des tailles de classes des écoles défavorisées. En l'occurrence, ce n'est pas ce qui s'est produit : la baisse tendancielle des tailles de classe a été avant tout la conséquence des trends démographiques sur le nombre d'élèves scolarisés (avec des variations plus ou moins arbitraires entre régions et zones d'agglomération, suivant leur rythme

²⁸ Il s'agit là de moyennes calculées sur l'ensemble des écoles primaires (secteur public et secteur privés réunis, de même que pour l'ensemble des résultats présentés dans cette étude), l'ensemble des niveaux (CP à CM2), et en prenant en compte à la fois les cours uniques (c'est-à-dire les classes regroupant des élèves d'un seul niveau) et les cours multiples. Il est possible que l'interruption depuis le début des années 2000 de la légère baisse tendancielle de la taille moyenne des classes s'explique (au moins en partie) par les pertes d'observations occasionnées par la grève administrative en cours depuis 2000-2001, qui a davantage touché les écoles en ZEP que les autres, et qui conduit à une détérioration de la qualité des estimations disponibles (cf. annexe A, tableau A3).

²⁹ Cf. « L'évolution de la taille des classes dans les écoles du premier degré depuis 1960 », *Note d'information n°9645* (MEN-DEP, novembre 1996), et *Repères et références statistiques 2002* (MEN-DEP), tableau 3, p.29. Les sources statistiques disponibles ne permettent pas de dresser des séries rigoureusement homogènes depuis 1960, mais les conclusions générales semblent robustes.

Graphique 1 : La taille moyenne des classes dans les écoles primaires françaises, 1991-2004

Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (Enquête n°19, MEN-DEP) (cf. annexe A, tableau A1)

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre d'élèves.

de croissance démographique), et non le résultat d'une politique explicite de ciblage des moyens en direction des écoles défavorisés. Contrairement à une idée répandue, cette baisse tendancielle n'a cependant pas été strictement uniforme suivant les types d'écoles primaires, et en particulier a été significativement plus forte dans les écoles classées en ZEP. On constate en effet sur le graphique 2 que l'écart moyen de taille de classes entre élèves de ZEP et élèves hors ZEP était nul au début des années 1990, atteignait environ 1 élève par classe à la fin des années 1990, et atteint presque 2 élèves par classe au milieu des années 2000. En 2003-2004, dernière année disponible, 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 1,9.³⁰ En dépit de la fragilité des données disponibles, ce résultat apparaît statistiquement robuste.³¹ Il signifie approximativement qu'environ 50% des moyens nouveaux représentés par la baisse tendancielle des tailles de classes en France de 1991-1992 à 2003-2004 ont été d'une certaine façon consacrés au ciblage des moyens en faveur en 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).³² 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 2003-2004.³³

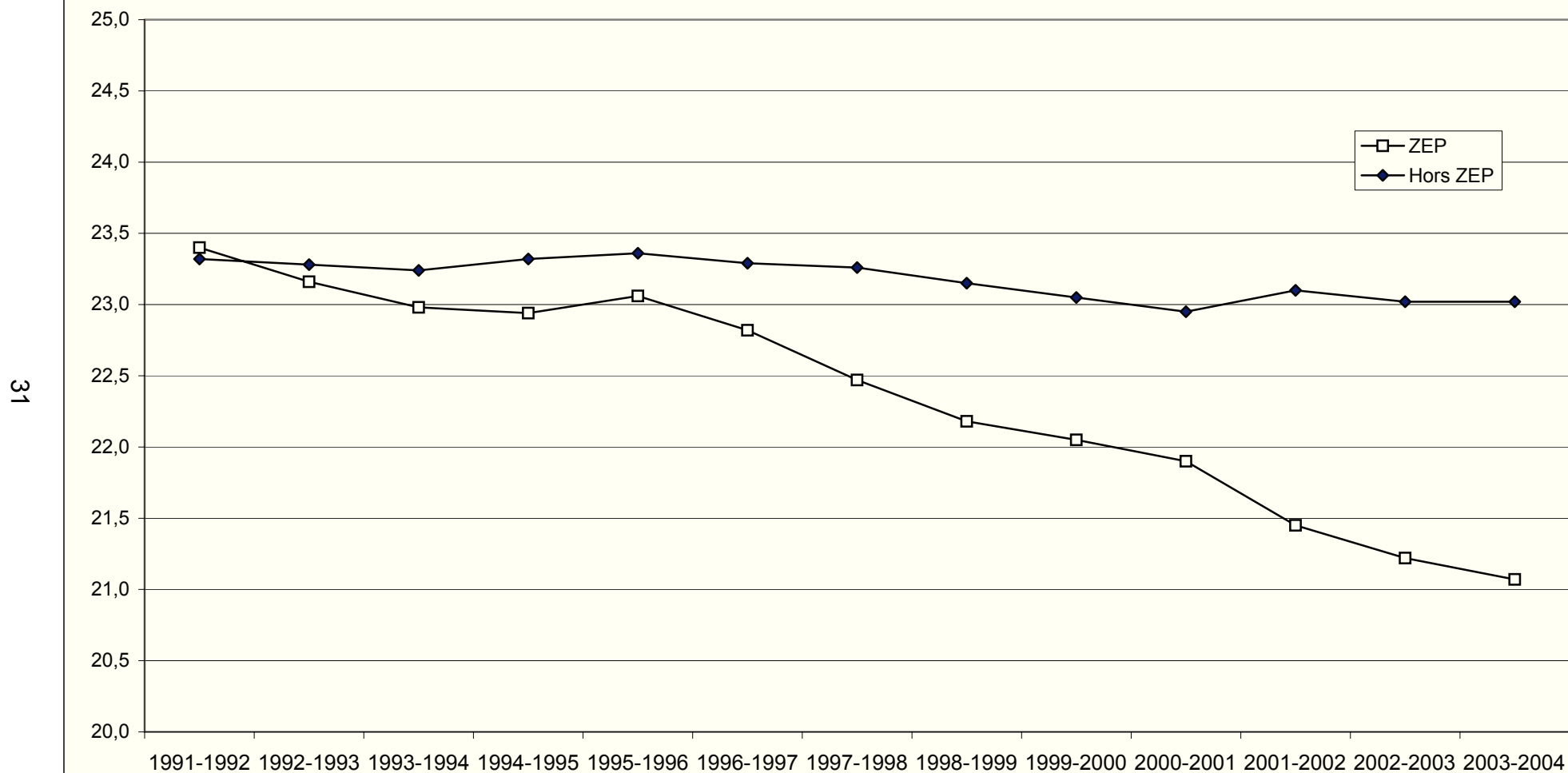
³⁰ Cf. annexe A, tableau A1.

³¹ En particulier, il ne dépend pas de la façon dont on calcule la moyenne de la taille des classes (cf. annexe A, tableaux A1 et A2, graphiques A1 et A2), et demeure inchangé à la suite de différentes corrections tenant compte de la grève administrative (cf. annexe A, tableaux A3 et A4 et graphique A3). Cette augmentation au cours du temps de l'écart de tailles de classes entre écoles ZEP et hors ZEP avait déjà été noté par la DEP pour ce qui concerne la période allant jusqu'en 1999 (cf. Moisan (2001, pp.18-19)), et les résultats présentés ici montrent que ce trend s'est poursuivi depuis lors.

³² 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'Education nationale), mais on peut supposer qu'elles sont (au moins en partie) à l'origine du trend observé sur le graphique 2.

³³ 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 la progression s'est poursuivie à un rythme plus modéré (cf. annexe A, tableau A3), avec probablement autour de 13% des enfants en ZEP en 2003-2004.

Graphique 2 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, 1991-2004



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (Enquête n°19, MEN-DEP) (cf. annexe A, tableau A1)

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre d'élèves.

Malgré cette progression du ciblage, il est bien clair qu'un écart de 1,9 enfant par classe entre écoles ZEP et hors ZEP est objectivement relativement faible, et que l'on peut difficilement s'attendre à ce qu'un ciblage des moyens d'une ampleur aussi limitée soit suffisant pour compenser les handicaps initiaux des élèves et les écoles socialement défavorisées. Examinons par exemple les inégalités de réussite scolaire telles qu'elles apparaissent dans le panel primaire 1997 (cf. tableau 1). Les élèves du panel sont entrés au CP en 1997-1998 et au CE1 en 1998-1999 (pour les non-redoublants), à un moment où l'écart moyen de tailles de classes dans le primaire entre écoles ZEP et hors ZEP n'était que d'environ 1 élève par classe (cf. graphique 2). De fait, on constate dans le panel que la taille moyenne des classes de CP était en 1997-1998 de 21,67 élèves par classe pour les élèves de ZEP (soit 12,6% des élèves) contre 22,36 pour les élèves hors ZEP (soit 87,4% des élèves), pour une moyenne générale (ZEP et hors ZEP confondu) de 22,27 élèves par classe, soit un écart de 0,69 élève (cf. tableau 1). Le ciblage des moyens est légèrement plus important en CE1 : 21,91 élèves par classe en ZEP en 1998-1999, contre 23,33 hors ZEP, pour une moyenne générale de 23,16 élèves par classe, soit un écart de 1,42 élèves.

Mais le tableau 1 permet surtout de constater l'importance des inégalités scolaires mises en évidence par les épreuves d'évaluations de CP et CE2. Le score moyen obtenu par les 9 639 élèves du panel primaire 1997 lors des évaluations de début de CP est de 68,99 (ce qui signifie qu'ils ont correctement répondu à 68,99% des items en moyenne), pour un écart-type de 12,90. Parmi les élèves de ZEP, le score moyen est de seulement 62,02, contre 70,00 hors ZEP, soit un écart de 8 point (pratiquement 75% d'un écart-type), ce qui est considérable. On retrouve le même type d'écart quand on compare différents groupes d'élèves en fonction de la profession et catégorie socio-professionnelle (PCS) ou du niveau de formation de leurs parents, ou bien encore de leur nationalité. Le score moyen des enfants d'ouvriers (soit 38,9% des élèves) à l'entrée en CP est ainsi de 65,18, contre 75,68 pour les enfants de cadres (soit 16,3% des élèves), soit un écart de plus de 10 points. Le score moyen tombe même jusqu'à 58,44 pour les enfants de PCS « sans profession », plus de 17 points au-dessous des enfants de cadres. On retrouve également des inégalités scolaires d'un ordre de grandeur comparable lorsque l'on compare les scores moyens obtenus lors des épreuves d'évaluation à l'entrée au

Tableau 1: Les résultats des évaluations de CP et CE2 dans le panel primaire 1997 - Statistiques descriptives

| | N. observations (en % N.obs.tot.) | Taille de classe CP (année 1997-1998) | Taille de classe CE1 (année 1998-1999) | Score global d'évaluation CP (0-100) (rentrée 1997) | Score d'évaluation Maths CE2 (0-100) (rentrée 1999) | Score d'évaluation Français CE2 (0-100) (rentrée 1999) |
|--------------------------------|--------------------------------------|--|---|--|--|---|
| Tous les élèves | | 22,27 | 23,16 | 68,99 | 66,70 | 68,15 |
| (s.d) | 100,0% | (3,56) | (3,72) | (12,90) | (15,13) | (15,49) |
| [N.obs.] | | [9 641] | [8 837] | [9 531] | [7 253] | [7 262] |
| Zep = 0 | 87,4% | 22,36 | 23,33 | 70,00 | 67,63 | 69,19 |
| (s.e.) | | (0,04) | (0,04) | (0,14) | (0,18) | (0,18) |
| Zep = 1 | 12,6% | 21,67 | 21,91 | 62,02 | 58,42 | 58,87 |
| (s.e.) | | (0,08) | (0,10) | (0,39) | (0,60) | (0,63) |
| PCS parents = cadre | 16,3% | 23,15 | 24,14 | 75,68 | 73,54 | 75,94 |
| (s.e.) | | (0,09) | (0,08) | (0,27) | (0,37) | (0,36) |
| PCS parents = prof.int. | 16,8% | 22,35 | 23,51 | 72,79 | 69,70 | 71,10 |
| (s.e.) | | (0,08) | (0,09) | (0,28) | (0,38) | (0,38) |
| PCS parents = indép. | 11,8% | 22,03 | 22,81 | 70,41 | 67,71 | 68,82 |
| (s.e.) | | (0,11) | (0,13) | (0,36) | (0,48) | (0,51) |
| PCS parents = employé | 13,5% | 22,45 | 23,35 | 68,04 | 64,79 | 66,95 |
| (s.e.) | | (0,09) | (0,11) | (0,35) | (0,48) | (0,49) |
| PCS parents = ouvrier | 38,9% | 21,89 | 22,64 | 65,18 | 62,78 | 63,73 |
| (s.e.) | | (0,06) | (0,07) | (0,21) | (0,30) | (0,30) |
| PCS par. = sans prof. | 2,7% | 22,28 | 22,58 | 58,44 | 55,91 | 56,58 |
| (s.e.) | | (0,21) | (0,26) | (0,83) | (1,44) | (1,49) |
| PCS par. = favorisée | 44,9% | 22,56 | 23,55 | 73,21 | 70,57 | 72,26 |
| (s.e.) | | (0,09) | (0,10) | (0,30) | (0,40) | (0,41) |
| PCS par. = défavorisée | 55,1% | 22,05 | 22,81 | 65,55 | 62,94 | 64,17 |
| (s.e.) | | (0,07) | (0,09) | (0,27) | (0,40) | (0,40) |
| Dipl. mère = bac ou + | 38,7% | 22,72 | 23,65 | 74,93 | 72,08 | 74,19 |
| (s.e.) | | (0,06) | (0,07) | (0,19) | (0,26) | (0,26) |
| Dipl. mère < bac | 61,3% | 21,97 | 22,83 | 66,60 | 63,61 | 64,73 |
| (s.e.) | | (0,05) | (0,06) | (0,18) | (0,25) | (0,25) |
| Nat. élève = français | 94,5% | 22,29 | 23,18 | 69,57 | 67,18 | 68,77 |
| (s.e.) | | (0,04) | (0,04) | (0,13) | (0,18) | (0,18) |
| Nat. élève = étranger | 5,5% | 22,08 | 22,79 | 59,05 | 56,81 | 55,63 |
| (s.e.) | | (0,14) | (0,16) | (0,58) | (0,87) | (0,94) |
| Elève = garçon | 50,9% | 22,25 | 23,17 | 68,39 | 66,92 | 66,03 |
| (s.e.) | | (0,05) | (0,06) | (0,19) | (0,26) | (0,26) |
| Elève = fille | 49,1% | 22,29 | 23,15 | 69,63 | 66,54 | 70,38 |
| (s.e.) | | (0,05) | (0,06) | (0,19) | (0,25) | (0,25) |
| Semestre naissance = 1 | 49,9% | 22,23 | 23,15 | 71,17 | 68,58 | 69,60 |
| (s.e.) | | (0,05) | (0,06) | (0,18) | (0,24) | (0,25) |
| Semestre naissance = 2 | 50,1% | 22,32 | 23,18 | 66,83 | 64,75 | 66,71 |
| (s.e.) | | (0,05) | (0,06) | (0,19) | (0,26) | (0,27) |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEP)

Lecture : Lors de l'année scolaire 1997-1998, les élèves de CP scolarisés en Zep (soit 12,6% des élèves) avaient une taille de classe moyenne de 21,67 élèves, contre 22,36 élèves hors Zep (soit 87,4% des élèves). Leur score moyen aux tests d'évaluation de début de CP est de 62,02 (ils ont répondu correctement à 62,02% des items), contre 70,00 hors Zep. La "PCS parents" est la PCS (profession et catégorie et socioprofessionnelle) de la personne de référence du ménage (le père s'il est présent). 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.

CE2 (cf. tableau 1).³⁴ On notera également que les tailles de classe sont plus faibles en moyenne pour les élèves défavorisés (avec par exemple un écart de 1,5 élève par classe en CE1 entre les enfants d'ouvriers et les enfants de cadre), ce qui indique que la légère politique de ciblage des moyens actuellement en vigueur va au-delà de la question des ZEP.

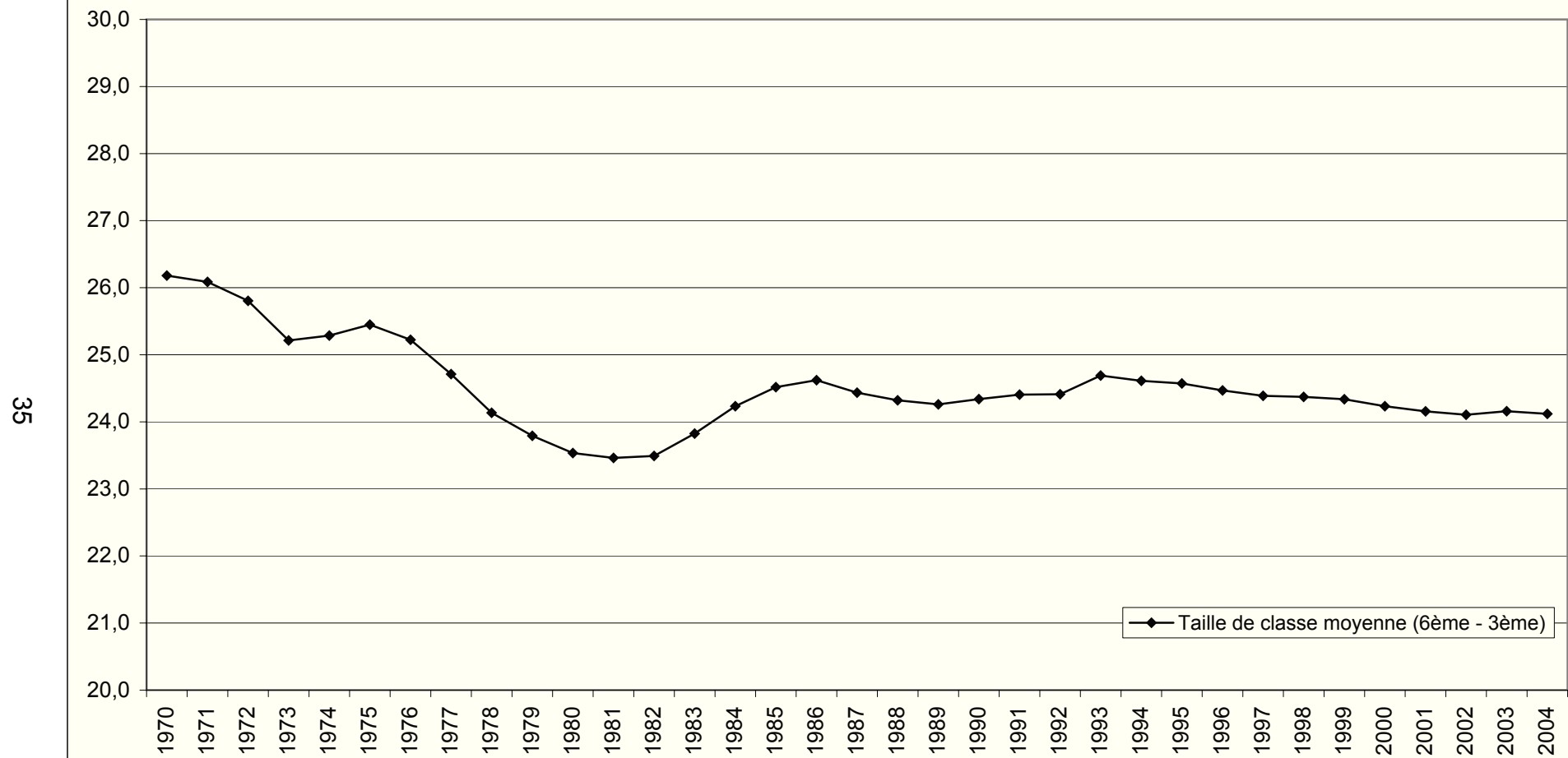
On notera enfin que si les filles obtiennent des scores légèrement inférieurs à ceux des garçons aux épreuves de mathématiques, elles obtiennent des scores nettement supérieurs aux épreuves de français. Un autre fait bien connu est que les enfants nés plus tard dans l'année sont moins mûrs et obtiennent des résultats plus faibles aux épreuves d'évaluation, notamment en début de CP (cf. tableau 1). Ces inégalités de réussite scolaire liées au sexe ou au mois de naissance sont toutefois d'une ampleur sensiblement plus limitée que les inégalités liées au milieu social, qui sont quantitativement très impressionnantes à un si jeune âge. La question qui va nous intéresser dans la suite de cette étude est de savoir dans quelle mesure ces très fortes inégalités scolaires peuvent être réduites par des politiques ciblées de réduction des tailles de classe. Mais il est utile avant toute chose d'étudier dans quelle mesure les régularités statistiques générales constatées pour le primaire se retrouvent au niveau de l'enseignement secondaire.

3.2. Statistiques descriptives pour les collèges et les lycées

De même que dans le primaire, la taille moyenne des classes dans les collèges et les lycées français a (très) légèrement baissé au cours de la dernière décennie, passant dans les collèges d'environ 24,9 élèves par classe en 1993 à 24,7 en 2004, et dans les lycées d'environ 25,3 en 1993 à 24,8 en 2004 (cf. graphiques 3 et 4). On note cependant que contrairement au cas du primaire, ce léger trend à la baisse constaté 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

³⁴ Les scores moyens aux évaluations de CE2 indiqués sur le tableau 1 (de même que les résultats des régressions présentés sur les tableaux 2 à 8) portent uniquement les élèves du panel n'ayant pas redoublé de classe entre le CP et le CE2 (il s'agit donc d'évaluations passées à la rentrée 1999). La question de l'impact du redoublement sur la réussite scolaire est examinée dans la section 4.4.3. et le tableau B4 présenté en annexe.

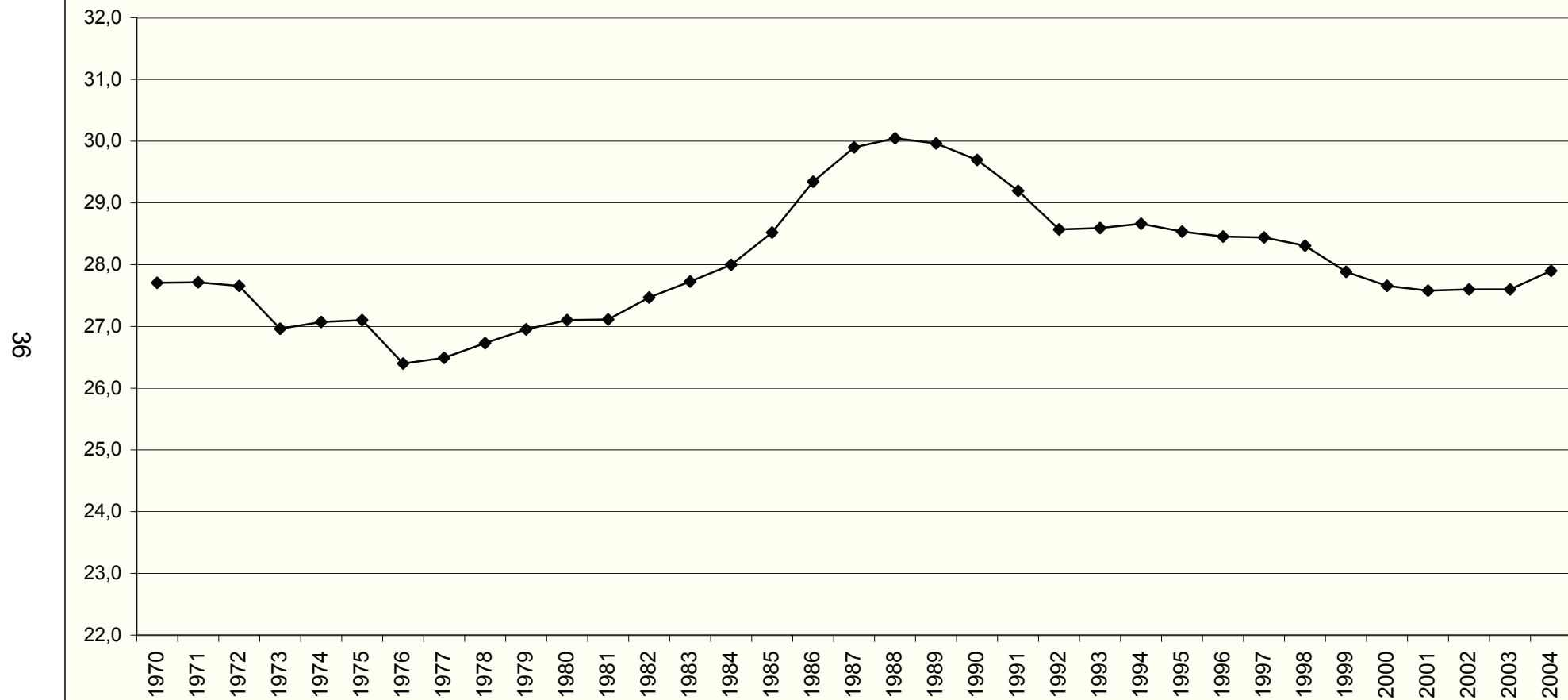
Graphique 3 : La taille moyenne des classes dans les collèges français, 1970-2004



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" (MEN-DEP) de 1993 à 2004 et fichier hors collection HC059 (MEN-DEP)
(cf. annexe A, tableau A5)

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre de classes.

Graphique 4 : La taille moyenne des classes dans les lycées (second cycle général et technologique), 1970-2004



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1995 - 2004 (MEN-DEP) de 1993 à 2004 et fichiers hors collection HC059 (MEN-DEP) - Tableau A7

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre de classes.

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 bien connu 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.³⁵

Une autre différence importante est que les écarts de tailles de classe entre établissements classés en ZEP et hors ZEP ont moins nettement évolué dans le secondaire que dans le primaire au cours des dix dernières années. Au niveau des collèges, on constate que le différentiel entre ZEP et hors ZEP est passé d'environ 1,5 élèves par classe au milieu des années 1990 à environ 2,5 au milieu des années 2000 (cf. graphique 5). Dans les lycées, l'écart s'est même resserré, passant d'environ 3,5 élèves par classe à moins de 3 (cf. graphique 6). Il faut toutefois préciser que la notion des 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.³⁶ 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.³⁷

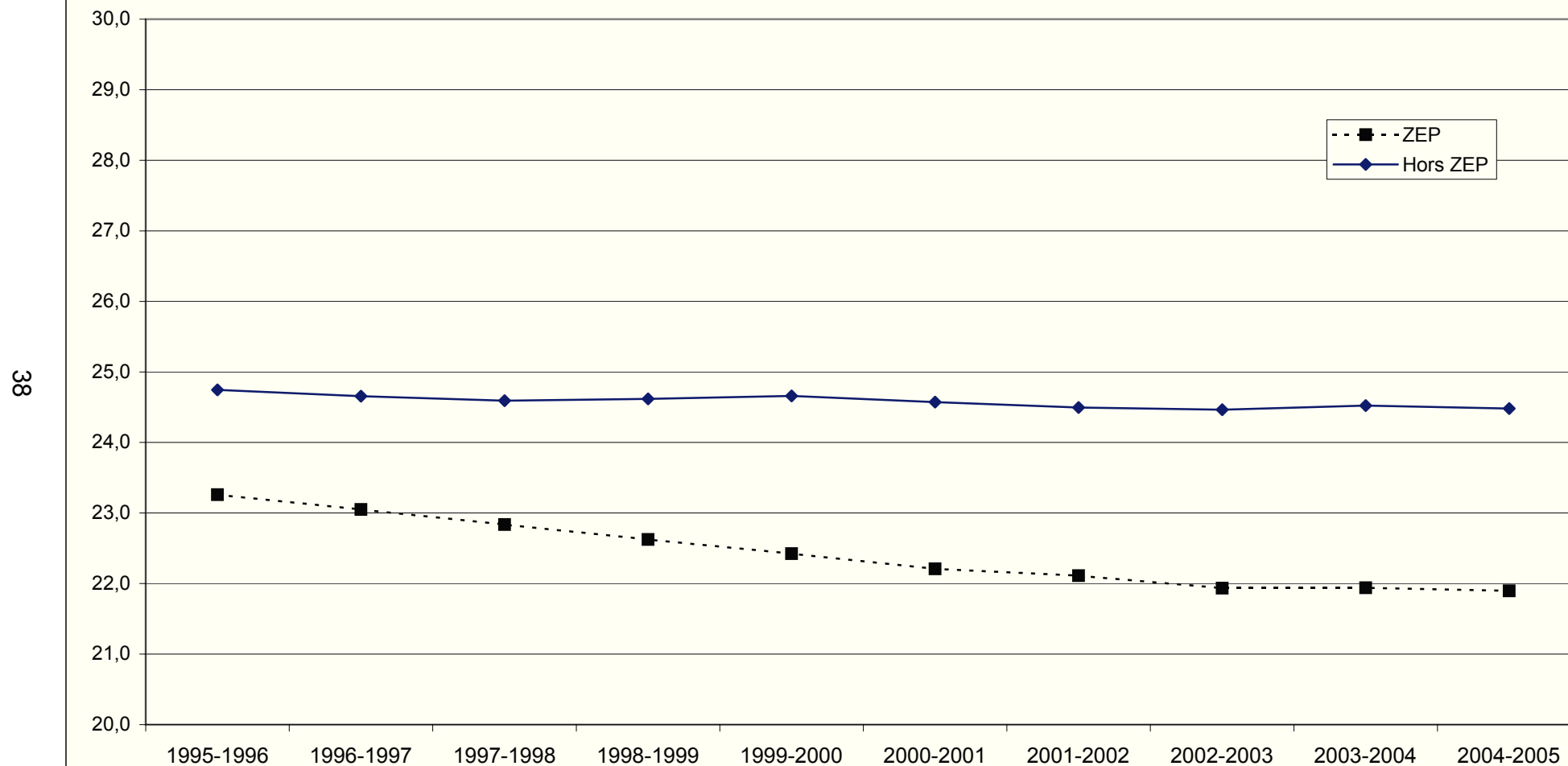
En tout état de cause, le fait important est que le ciblage des moyens en faveur des établissements défavorisés est globalement tout aussi faible dans le secondaire que dans le primaire (il est très légèrement plus élevé en valeur absolue, mais en progression moins nette, voire en baisse). Quand aux handicaps initiaux des élèves et établissements défavorisés, ils apparaissent superficiellement plus limités dans le secondaire que dans le primaire, mais cela est pour l'essentiel dû à un biais

³⁵ Cf. « L'évolution de la taille des classes et du nombre d'élèves par enseignant dans le second degré depuis trente ans », *Note d'information n°9738* (MEN-DEP, septembre 1997).

³⁶ Cf. annexe A, tableau A8.

³⁷ Cf. annexe A, tableau A6. Notons que la proportion de collégiens ZEP atteint dans les années 2000 17% si l'on se restreint aux seuls collèges publics (cf. par exemple *Repères et références statistiques 2003* (MEN-DEP), tableau 1, p.53), 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 dans cette étude.

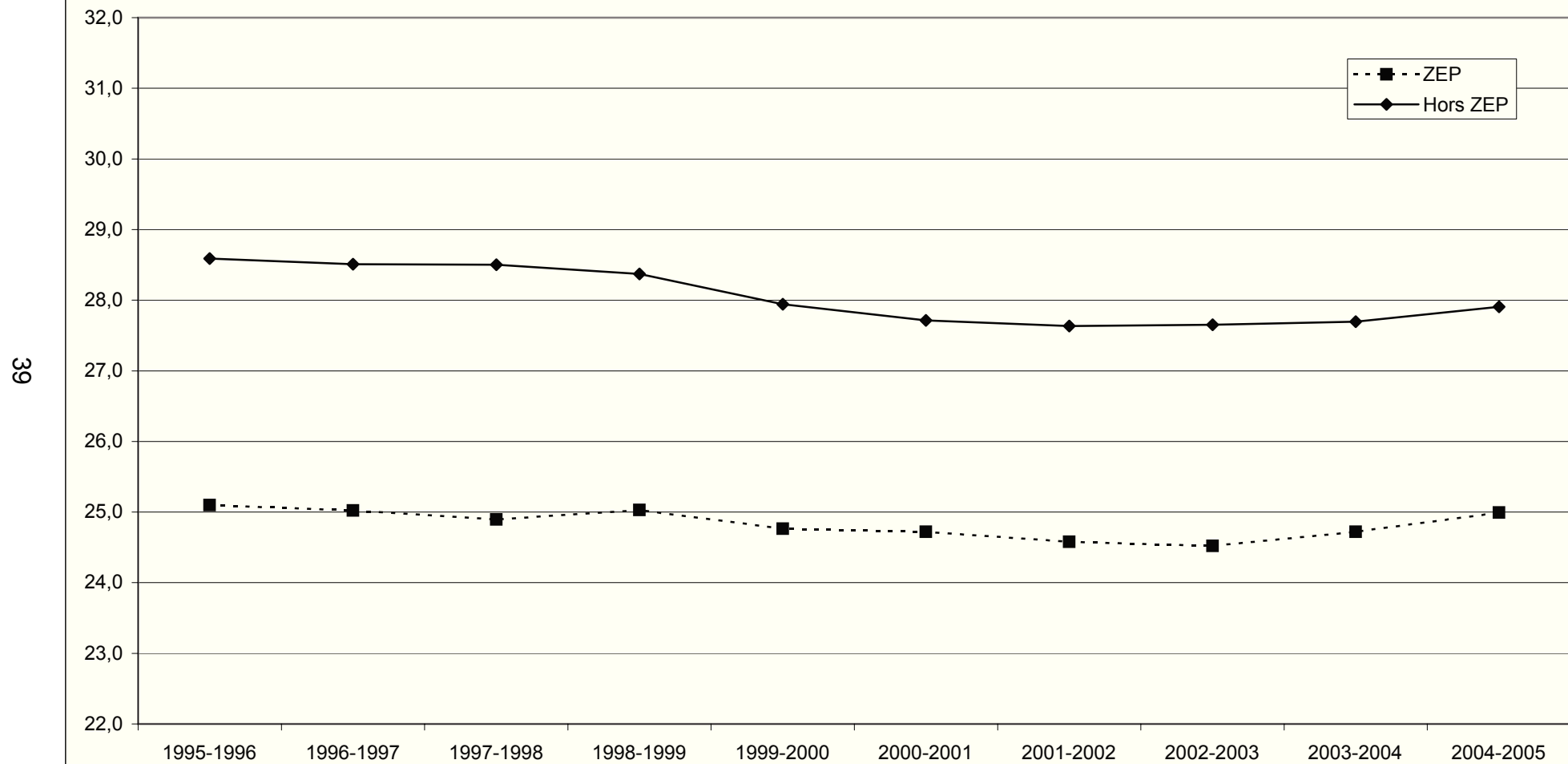
Graphique 5 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les collèges, 1995-2004



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1995 - 2004 (MEN-DEP) (cf. annexe A, tableau A6)

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre de classes.

Graphique 6 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les lycées (second cycle général et technologique), 1995-2004



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1995 - 2004 (MEN-DEP) (cf. annexe A, tableau A8)

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre de classes.

statistique lié aux sélections déjà opérées : 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. Examinons par exemple les inégalités de réussite scolaire telles qu'elles apparaissent dans le panel secondaire 1995 (cf. tableaux 2 et 3). 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 3), alors que le même écart pour les tests d'évaluation de compétences à l'entrée en CP et CE2 atteignait 12 points pour les enfants du panel primaire 1997 (cf. tableau 1).³⁸ 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 16,3% et 38,9% à l'entrée en primaire), ainsi que par les écarts constatés au niveau des tests de compétences à l'entrée en 6^{ème} : l'écart entre enfants de cadres et d'ouvriers n'est que de 4,5 points parmi les enfants atteignant la terminale (cf. tableau 3), alors qu'il dépasse 12,5 points parmi l'ensemble des enfants atteignant la troisième générale, soit 90% des enfants (cf. tableau 2). On notera par ailleurs que les notes au contrôle continu du brevet des collèges semblent atténuer les inégalités scolaires par rapport aux indicateurs anonymes 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, la leçon générale de l'ensemble de ces statistiques descriptives est que le ciblage des moyens en faveur des élèves et établissements défavorisés existe mais est d'une ampleur relativement limitée dans la France des années 1990-2000, et que les inégalités de réussite scolaire suivant l'origine sociale et la zone d'habitation sont considérables.

³⁸ 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 3), et de 15-15,5 dans le second (tableau 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).

Tableau 2 : 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) |
|---|--------|-----------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------------|------------------------------------|
| Ensemble des élèves (s.d.) Nb.obs. | 100% | 25,29 (3,48) [15338] | 25,04 (3,65) [14983] | 68,72 (14,03) [14547] | 54,78 (14,13) [12514] |
| ZEP (s.e.) | 10,8% | 23,67 (0,08) | 23,21 (0,08) | 61,04 (0,38) | 50,64 (0,40) |
| Hors ZEP (s.e.) | 89,2% | 25,48 (0,03) | 25,26 (0,03) | 69,68 (0,12) | 55,26 (0,13) |
| Secteur = public (s.e.) | 80,9% | 25,16 (0,03) | 24,89 (0,03) | 68,60 (0,13) | 54,24 (0,15) |
| Secteur = privé (s.e.) | 19,1% | 25,81 (0,08) | 25,62 (0,09) | 70,76 (0,24) | 57,00 (0,24) |
| PCS = cadre (s.e.) | 16,8% | 26,42 (0,06) | 26,55 (0,07) | 76,55 (0,24) | 61,68 (0,28) |
| PCS = prof.int. (s.e.) | 19,1% | 25,75 (0,06) | 25,48 (0,06) | 72,55 (0,24) | 57,97 (0,27) |
| PCS = indép. (s.e.) | 12,4% | 25,20 (0,09) | 24,92 (0,09) | 69,71 (0,31) | 55,18 (0,34) |
| PCS=employé (s.e.) | 17,3% | 25,09 (0,07) | 24,91 (0,07) | 67,35 (0,26) | 52,79 (0,29) |
| PCS = ouvrier (s.e.) | 31,9% | 24,73 (0,05) | 24,24 (0,05) | 63,75 (0,31) | 50,75 (0,25) |
| PCS = sans prof. (s.e.) | 2,5% | 24,24 (0,19) | 23,61 (0,21) | 59,95 (0,74) | 46,22 (0,78) |
| PCS = favorisée (s.e.) | 52,7% | 25,84 (0,04) | 25,70 (0,04) | 73,18 (0,15) | 58,54 (0,17) |
| PCS = défavorisée (s.e.) | 47,3% | 24,80 (0,04) | 24,43 (0,04) | 64,74 (0,16) | 51,21 (0,17) |
| Dipl. mère = bac ou + (s.e.) | 43,4% | 25,73 (0,04) | 25,66 (0,04) | 72,16 (0,17) | 57,91 (0,19) |
| Dipl. mère < bac (s.e.) | 56,6% | 24,95 (0,04) | 24,55 (0,04) | 66,09 (0,15) | 52,37 (0,16) |
| Nat. élève = français (s.e.) | 93,8% | 25,34 (0,03) | 25,09 (0,03) | 69,34 (0,12) | 55,18 (0,13) |
| Nat. élève = étranger (s.e.) | 6,2% | 24,50 (0,11) | 24,22 (0,12) | 59,25 (0,50) | 47,86 (0,53) |
| Elève = garçon (s.e.) | 49,2% | 25,23 (0,04) | 24,95 (0,04) | 67,89 (0,17) | 52,87 (0,18) |
| Elève = fille (s.e.) | 50,8% | 25,35 (0,04) | 25,12 (0,04) | 69,53 (0,16) | 56,54 (0,17) |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP)

Lecture : Les élèves du panel secondaire 1995 scolarisés en ZEP (soit 10,8% des élèves du panel en troisième, c'est-à-dire 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 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 3 : Les résultats aux évaluations de 6ème, 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 de sixième (0-100) | Moyenne au c.c. du Brevet (0-100) | Moyenne au Baccalauréat (0-100) |
|------------------------------|--------|------------------------------|-------------------------------|--|-----------------------------------|---------------------------------|
| Ensemble des élèves | | 28,75 | 28,78 | 78,39 | 65,06 | 54,16 |
| (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] |
| ZEP | 1,3% | 23,93 | 24,86 | 73,17 | 60,81 | 47,13 |
| (s.e.) | | (0,56) | (0,54) | (1,18) | (1,20) | (1,19) |
| Hors ZEP | 98,7% | 28,81 | 28,83 | 78,45 | 65,11 | 54,25 |
| (s.e.) | | (0,07) | (0,07) | (0,13) | (0,15) | (0,15) |
| Public | 80,3% | 29,24 | 29,40 | 78,41 | 65,35 | 53,75 |
| (s.e.) | | (0,08) | (0,08) | (0,15) | (0,17) | (0,17) |
| Privé | 19,7% | 26,74 | 26,25 | 78,28 | 63,92 | 55,81 |
| (s.e.) | | (0,21) | (0,19) | (0,28) | (0,33) | (0,32) |
| PCS = cadre | 29,7% | 29,51 | 29,37 | 80,45 | 66,17 | 57,26 |
| (s.e.) | | (0,13) | (0,13) | (0,22) | (0,28) | (0,28) |
| PCS = prof.int. | 24,0% | 28,84 | 28,89 | 79,15 | 65,71 | 54,14 |
| (s.e.) | | (0,15) | (0,15) | (0,26) | (0,29) | (0,30) |
| PCS = indép. | 12,5% | 28,43 | 28,53 | 77,67 | 64,06 | 53,92 |
| (s.e.) | | (0,22) | (0,22) | (0,36) | (0,41) | (0,42) |
| PCS=employé | 13,6% | 28,31 | 28,31 | 76,89 | 63,19 | 52,04 |
| (s.e.) | | (0,21) | (0,20) | (0,36) | (0,41) | (0,39) |
| PCS = ouvrier | 19,2% | 27,98 | 28,27 | 75,97 | 64,76 | 51,18 |
| (s.e.) | | (0,17) | (0,17) | (0,32) | (0,34) | (0,34) |
| PCS = sans prof. | 1,0% | 28,27 | 28,28 | 74,89 | 60,91 | 50,62 |
| (s.e.) | | (0,77) | (0,73) | (1,48) | (1,44) | (1,78) |
| PCS = favorisée | 66,2% | 29,07 | 29,04 | 79,45 | 65,60 | 55,50 |
| (s.e.) | | (0,09) | (0,09) | (0,15) | (0,18) | (0,19) |
| PCS = défavorisée | 33,8% | 28,12 | 28,29 | 76,31 | 64,01 | 51,51 |
| (s.e.) | | (0,13) | (0,13) | (0,24) | (0,26) | (0,25) |
| Dipl. mère = bac ou + | 59,0% | 29,10 | 28,97 | 79,63 | 65,64 | 55,9 |
| (s.e.) | | (0,09) | (0,09) | (0,16) | (0,20) | (0,20) |
| Dipl. mère < bac | 41,0% | 28,25 | 28,51 | 76,64 | 64,25 | 51,64 |
| (s.e.) | | (0,12) | (0,12) | (0,21) | (0,23) | (0,22) |
| Nat. élève = français | 96,0% | 28,76 | 28,77 | 78,69 | 65,22 | 54,30 |
| (s.e.) | | (0,08) | (0,08) | (0,13) | (0,15) | (0,15) |
| Nat. élève = étranger | 4,0% | 28,41 | 28,91 | 71,21 | 60,68 | 50,68 |
| (s.e.) | | (0,35) | (0,33) | (0,81) | (0,85) | (0,83) |
| Elève = garçon | 40,6% | 29,07 | 29,11 | 78,85 | 64,18 | 53,52 |
| (s.e.) | | (0,11) | (0,11) | (0,20) | (0,23) | (0,25) |
| Elève = fille | 59,4% | 28,53 | 28,56 | 78,07 | 65,66 | 54,59 |
| (s.e.) | | (0,10) | (0,10) | (0,17) | (0,20) | (0,19) |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP)

Lecture : Les élèves du panel secondaire 1995 scolarisés en ZEP (soit 1,3% des élèves du panel en terminale, c'est-à-dire 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.

4. L'impact de la taille des classes : estimations pour les écoles primaires

4.1. Résultats des estimations « naïves » (OLS)

La façon la plus simple d'estimer l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire est d'estimer une régression linéaire standard (OLS) du type :

$$s_i = b n_i + f x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

où s_i est le score obtenu par l'élève i aux évaluations d'entrée en CE2, n_i est la taille des classes dans lesquelles se trouvait l'élève i avant ces évaluations (par exemple la taille de la classe de CE1),³⁹ x_i représente un ensemble de caractéristiques individuelles observables constituant des variables de contrôle, et ε_i est le terme d'erreur. L'interprétation du coefficient b est la suivante : si la taille de classe augmente d'un élève, alors le score augmente de b point, ou plus vraisemblablement diminue de $-b$ point si b est négatif (pour des caractéristiques observables données). En principe, on doit s'attendre à ce que b soit négatif. Les statistiques descriptives présentées plus haut laissent cependant à penser que b risque d'être biaisé et de sous-estimer l'impact causal de la taille de classe.

De fait, si on estime l'équation (1) sans inclure de variables de contrôle, on obtient un coefficient b positif et statistiquement significatif de 0,169 (cf. tableau 4). Autrement dit, augmenter la taille de classe de CE1 d'un élève permet d'augmenter les scores aux évaluations de maths de début de CE2 de 0,169 point ! Ce résultat paradoxal s'explique évidemment par le fait que les élèves socialement défavorisés ont tendance se voir alloués des classes plus petites. Dès lors que l'on introduit des variables de contrôle socio-démographiques (profession et niveau d'études des parents, nationalité, âge, frères et sœurs, académie, tranche d'unité urbaine, école classée en ZEP ou non, etc.), c'est-à-dire que l'on raisonne à origine sociale donnée, alors le coefficient positif de 0,169 point devient un coefficient négatif et significatif de -0,205 point (cf. tableau 4). Il s'agit en soi d'un résultat intéressant et encourageant : à origine sociale donnée, les élèves qui bénéficient de tailles de classes réduites

³⁹ Dans les résultats présentés par la suite, nous nous concentrerons sur l'impact de la taille de classe de CE1. Sur la question des effets de taille de classe de CP, cf. section 7.1.

Tableau 4: L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles primaires: estimations "naïves" (OLS)

Partie A: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999)

| | | Tous les élèves | | Elèves avec score CP inférieur à la médiane | Elèves avec score CP supérieur à la médiane |
|----------------------------------|-----------------|-------------------|-------------------|---|---|
| Taille de la classe de CE1 | 0,169 ** | -0,205 *** | -0,312 *** | -0,449 *** | -0,183 ** |
| (s.e.) | (0,066) | (0,077) | (0,065) | (0,109) | (0,082) |
| Contrôles socio-démographiques | Non | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Non | Non | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [4 718] | [3 320] | [3 300] | [1 652] | [1 648] |

Partie B: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrée 1999)

| | | Tous les élèves | | Elèves avec score CP inférieur à la médiane | Elèves avec score CP supérieur à la médiane |
|----------------------------------|------------------|-----------------|-------------------|---|---|
| Taille de la classe de CE1 | 0,255 *** | -0,145 * | -0,254 *** | -0,447 *** | -0,103 |
| (s.e.) | (0,068) | (0,076) | (0,065) | (0,105) | (0,084) |
| Contrôles socio-démographiques | Non | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Non | Non | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [4 718] | [3 320] | [3 300] | [1 652] | [1 648] |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEP)

Lecture : Quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de maths de début de CE2 augmente de 0,169 point. Mais dès lors que l'on raisonne à caractéristiques socio-démographiques observables données ("toutes choses égales par ailleurs"), le score moyen diminue de 0,205 point quand la taille de classe augmente d'un élève. Si l'on raisonne également à score obtenu en CP donné, le coefficient passe de 0,205 à 0,312. Les variables de contrôles incluent les caractéristiques des parents de l'élève (profession, niveau d'études, nationalité, âge du père et de la mère), de l'élève (sexe, mois de naissance, nombre de frères et sœurs, rang dans la fratrie) et de l'établissement (académie, tranche d'unité urbaine, école publique/privée, école en Zep, réseau d'aide spécialisée, regroupement d'adaptation ou non). Les coefficients ont été obtenus par régression linéaire MCO des scores sur la taille de classe et les variables de contrôle. Les étoiles indiquent la significativité des coefficients (***: significatif au seuil de 1% ; **: 5% ; * : 10%).

Note: Ces régressions portent sur les élèves de CE1 scolarisés en cours unique (c'est-à-dire dans une classe contenant uniquement des élèves de CE1).

d'un élève par classe en CE1 obtiennent des scores de 0,205 point plus élevés lors des évaluations de math de CE2.

Si l'on introduit comme variable de contrôle supplémentaire le score obtenu par l'élève aux évaluations de début de CP, alors la valeur du coefficient b obtenu augmente de nouveau, passant de -0,205 de à -0,312, soit une progression de plus de 50% (cf. tableau 4). Autrement dit, les variables socio-démographiques disponibles dans le panel primaire 1997, bien que très riches, ne sont pas des variables de contrôle suffisantes : pour une origine sociale donnée, les élèves obtenant de moins bons scores à l'entrée en CP ont tendance à se retrouver dans des classes plus petites en CE1, ce qui implique que l'impact des tailles de classes réduites est sous-estimé si l'on ne contrôle pas pour le score de début de CP. Cette progression de plus de 50% du coefficient obtenu est d'autant plus frappante que les acteurs du système éducatif qui décident de l'affectation des moyens n'observent en principe pas les résultats des évaluations de CP (puisque ces dernières n'ont été conduites qu'à titre exceptionnel, et seulement pour les élèves du panel, c'est-à-dire un petit nombre d'élèves issus d'un nombre restreint d'écoles ; cf. section 2.1 supra). L'interprétation naturelle est que ces acteurs disposent d'autres informations corrélées avec le score de début de CP et sur la base desquelles ils décident d'affecter des tailles de classes réduites (pour des caractéristiques socio-démographiques données). Rien ne permet de supposer que le score de début de CP est suffisant pour corriger ce biais, et il est fort possible que le coefficient de 0,312 augmenterait encore davantage si l'on pouvait ajouter des variables de contrôle encore plus riches. Pour obtenir des estimations non biaisées du véritable impact causal de la taille de classes, il est donc nécessaire d'utiliser d'autres méthodes.

4.2. La méthode fondée sur les discontinuités liées aux ouvertures de classes

Avant de pouvoir appliquer une méthode fondée sur les discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes, il faut s'assurer que de telles discontinuités existent effectivement. Le graphique 7 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 de l'année 1998-1999. Afin de simplifier

l'exposition, le graphique 7 porte uniquement sur les écoles dont les classes de CE1 sont des classes à cours unique (c'est-à-dire des classes contenant uniquement des élèves de CE1).⁴⁰ On constate de très fortes oscillations de la taille moyenne des classes en fonction de taille de la cohorte se présentant à l'entrée en CE1. Par exemple, la taille moyenne des classes s'approche de 30 lorsque le nombre d'élèves inscrits en CE1 s'approche de 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 33-34 élèves de CE1 se présentent cette année-là dans l'école en question, ce qui correspond à l'ouverture d'une seconde classe (cf. graphique 7).

Plus généralement, le graphique 7 indique que la taille moyenne observée des classes de CE1 est extrêmement 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. Il est intéressant de noter que ce chiffre de 30 élèves correspond à un seuil constaté empiriquement, et non à une règle explicite.⁴¹ Toujours est-il qu'avec un tel seuil, le nombre théorique c de classes de CE1 et la taille moyenne n de ces classes devraient être données par les formules $n^*(e)$ et $c^*(e)$ suivantes (où e est le nombre total d'enfants inscrits en CE1 dans l'école en question) :⁴²

$$c^*(e) = \text{int}(e/30) + 1 \quad (2)$$

$$n^*(e) = e/c^*(e) = e / [\text{int}(e/30)+1] \quad (3)$$

(où $\text{int}(x)$ est l'opérateur égal à la partie entière de x)

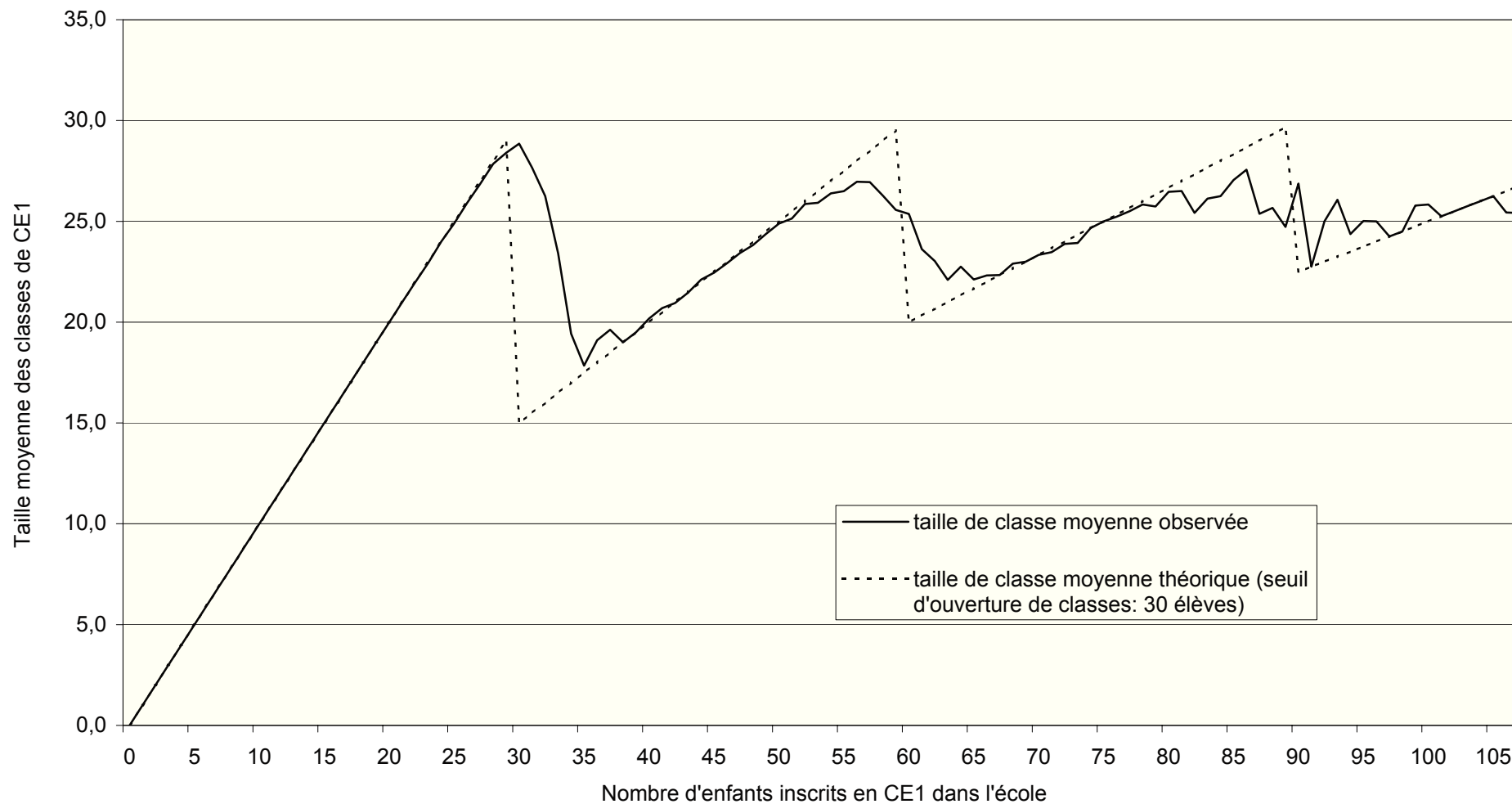
En pratique, la courbe $n(e)$ observée ne se confond pas exactement avec la courbe théorique $n^*(e)$, mais elle en est extrêmement proche (cf. graphique 7). La méthode que nous nous proposons d'utiliser consiste simplement à exploiter ces variations exogènes et discontinues de la taille des classes comme des expériences naturelles,

⁴⁰ Afin de rendre les résultats comparables à ceux qui vont suivre, les régressions présentées sur le tableau 4 portent également uniquement sur les CE1 à cours unique. Sur la question complexe de l'impact des cours multiples sur la réussite scolaire, cf. section 4.4.2.

⁴¹ Il n'existe pas en France de seuil national de cette nature, contrairement par exemple à ce qui se passe en Israël (cf. Angrist et Lavy (1999)). Comme cela a déjà été noté, il existe par contre des instructions et directives au niveau des académies faisant usage de tels seuils. Nous n'avons pas exploré ces variations entre académies, car la taille de l'échantillon du panel 1997 n'est pas suffisamment importante pour permettre des analyses autres qu'au niveau national.

⁴² Cf. Angrist et Lavy (1999), dont nous suivons ici la méthode.

Graphique 7: La taille moyenne des classes de CE1 en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 dans les écoles en 1998-1999 (écoles avec CE1 à cours unique)



Source: Calculs des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19)

et à vérifier si ces variations se transcrivent en des variations des scores obtenus à l'entrée de CE2 suivant le même profil discontinu. En l'occurrence, l'analyse graphique confirme pleinement cette hypothèse (cf. graphiques 8 et 9). On constate en effet que les scores obtenus en début de CE2, aussi bien en mathématiques qu'en français,⁴³ décrivent un profil exactement inverse à celui de la taille moyenne des classes.⁴⁴ Les scores augmentent à chaque fois que la taille des classes diminue, et inversement.⁴⁵ On notera en outre que chacune de ces variations discontinues au niveau des scores repose sur un nombre suffisant d'observations pour être statistiquement significative.⁴⁶

Enfin, il est frappant de constater que l'on ne retrouve aucune relation de ce type lorsque l'on examine les scores obtenus aux évaluations de début de CP (cf. graphique 10).⁴⁷ Autrement dit, il ne semble exister aucune raison antérieurement aux scores de début de CE2 pour laquelle la réussite scolaire devrait suivre le même profil que la taille des classes de CE1. Il paraît difficile d'expliquer les résultats obtenus sur les graphiques 3 et 4 autrement que par l'impact causal de la taille des classes sur la réussite scolaire.

⁴³ De façon générale, nous obtenons toujours des résultats qualitativement très similaires pour les scores de mathématiques et les scores de français (à la seule différence près que les scores de français semblent légèrement moins affectés que ceux de mathématiques par la taille des classes, et en revanche plus fortement affectés par l'origine sociale, ce qui est dans une certaine mesure le résultat attendu).

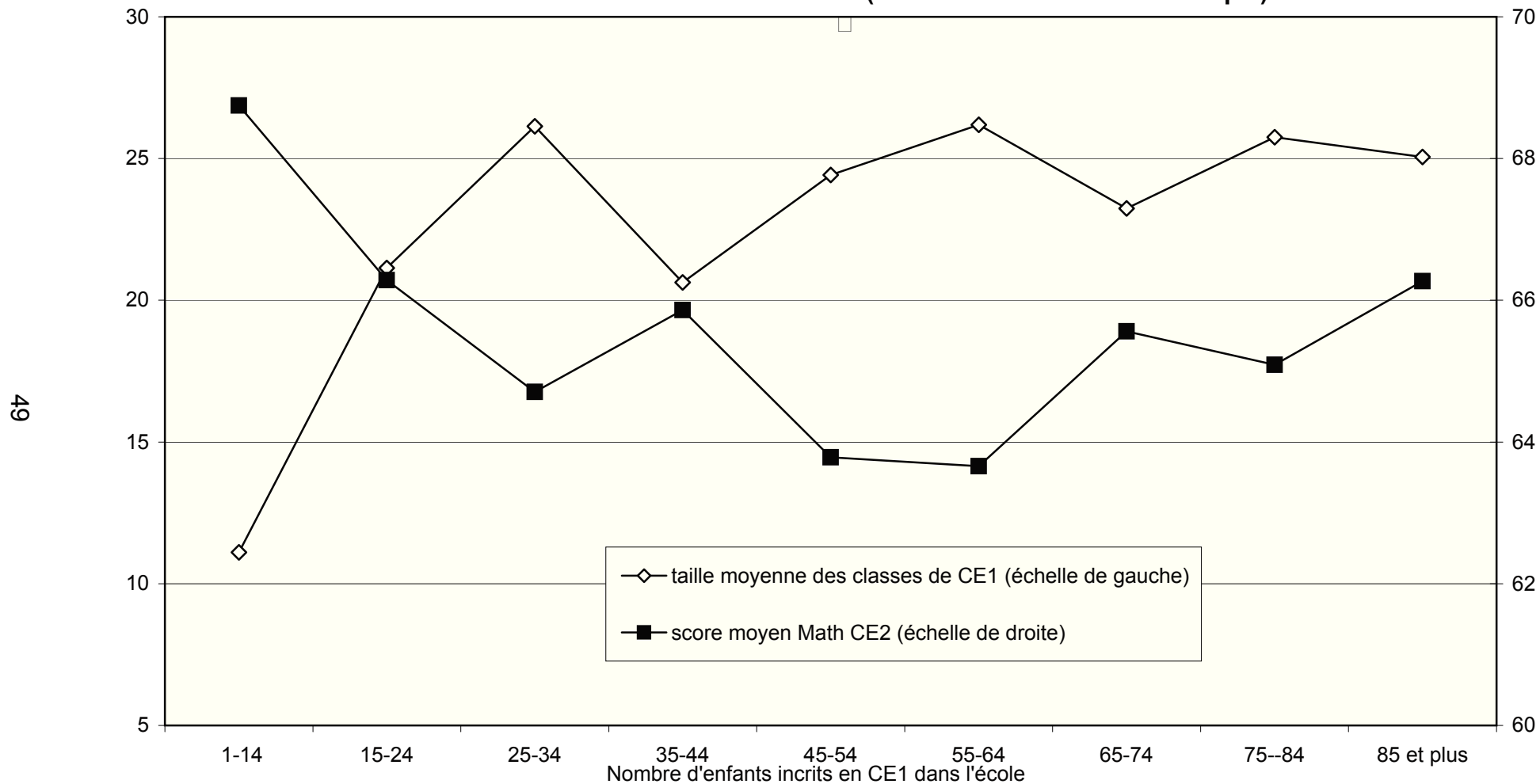
⁴⁴ Les scores de début de CE2 de mathématiques et de français indiqués sur les graphiques 8 et 9 sont les scores corrigés des effets de structure, c'est-à-dire les résidus d'une régression linéaire des scores de début de CE2 sur les variables de contrôle socio-démographiques et sur le score de début de CP (les valeurs de référence ont été calculées pour les élèves faisant partie d'une cohorte comprise entre 1 et 14 élèves). Nous avons regroupé les tailles de cohorte par tranches sur les graphiques 3 et 4 (1-14, 15-24, 25-34, etc.) afin de nous assurer que chaque cellule contient suffisamment d'observations dans le panel primaire 1997.

⁴⁵ Les graphiques obtenus sont encore plus nets que ceux obtenus par Angrist et Lavy sur données israéliennes (cf. Angrist et Lavy (1999, figures II et III, pp.543-545).

⁴⁶ Les séries chiffrées utilisées pour construire les graphiques 8 et 9 sont indiquées sur le tableau A1 avec les écart-types correspondant à chaque cellule.

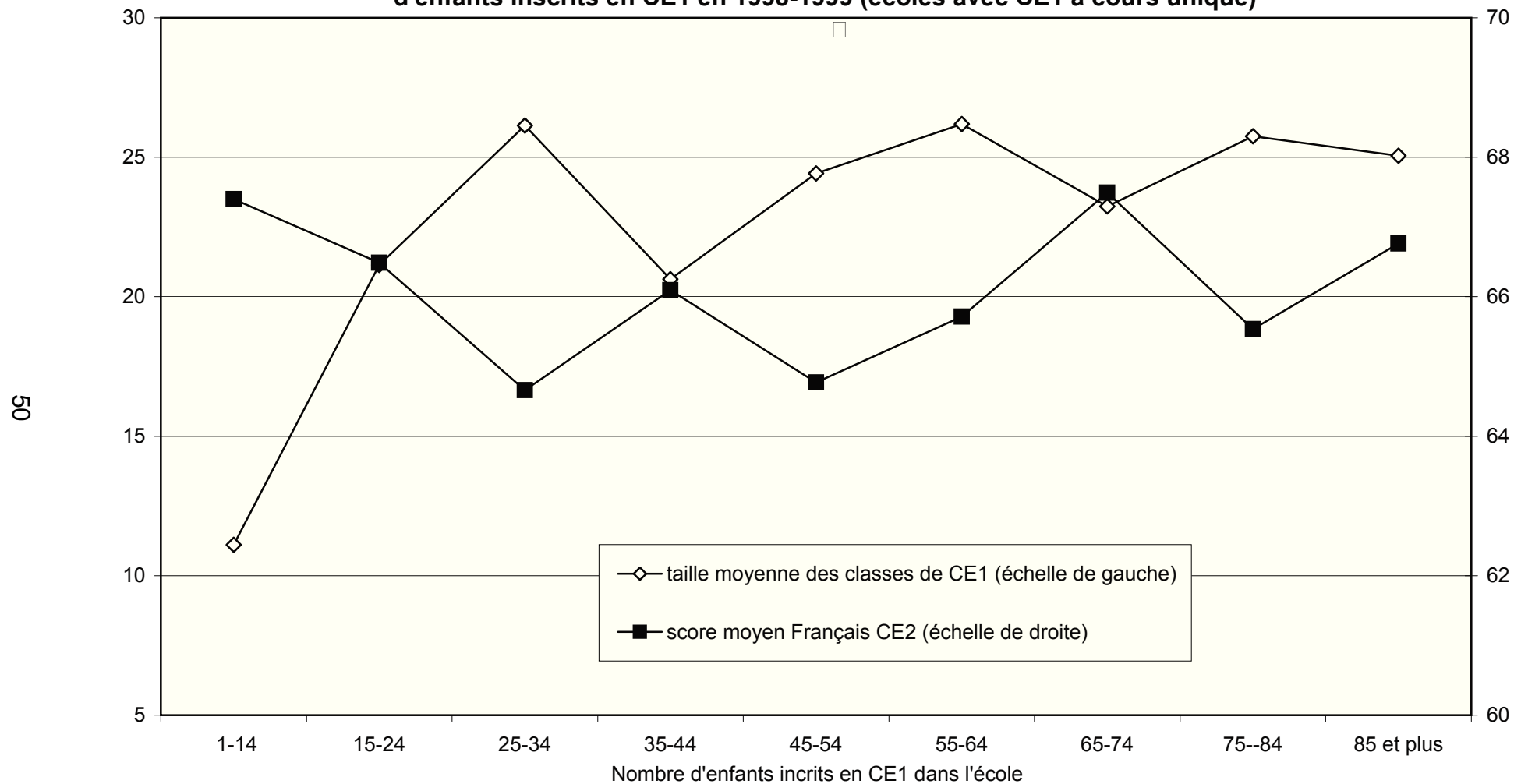
⁴⁷ Les scores de début de CP indiqués sur le graphique 10 sont là encore les scores corrigés des effets de structure, c'est-à-dire les résidus d'une régression linéaire des scores de début de CP sur les variables de contrôle socio-démographiques (les valeurs de référence ont été calculées pour les élèves faisant partie d'une cohorte comprise entre 1 et 14 élèves).

Graphique 8: Les résultats aux évaluations Maths CE2 (rentrée 1999) en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 en 1998-1999 (écoles avec CE1 à cours unique)



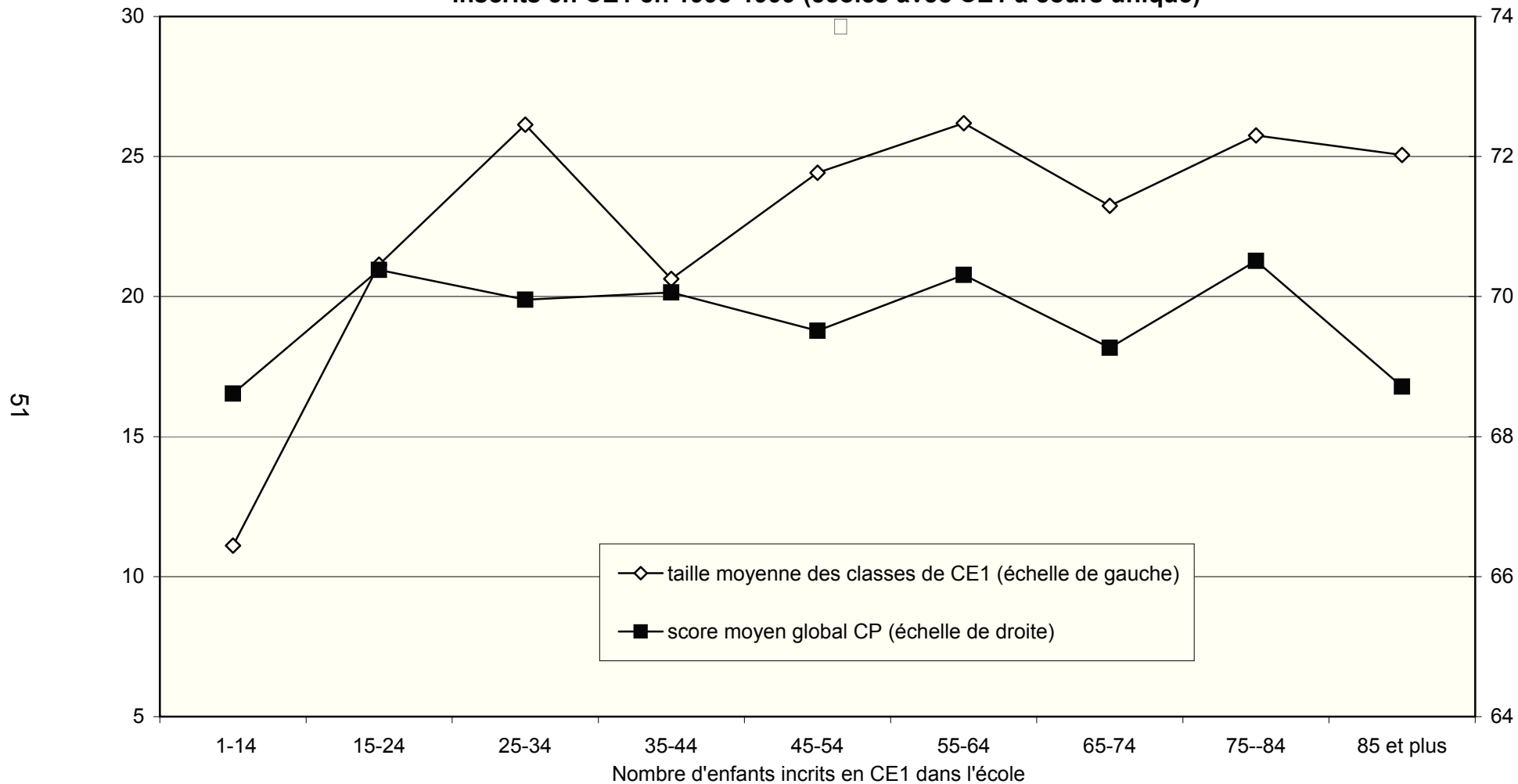
Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (cf. annexe B, tableau B1)

Graphique 9: Les résultats aux évaluations Français CE2 (rentrée 1999) en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 en 1998-1999 (écoles avec CE1 à cours unique)



Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19)
(cf. annexe B, tableau B1)

Graphique 10: Les résultats aux évaluations de CP (rentrée 1997) en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 en 1998-1999 (écoles avec CE1 à cours unique)



Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (cf. annexe B, tableau B1)

4.3. Résultats des estimations par variables instrumentales (IV)

Formellement, la technique statistique permettant de confirmer cette impression graphique consiste à effectuer des régressions par variables instrumentales. On commence par effectuer une première régression (first-stage regression) du type :

$$n_i = g x_i + h z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

où n_i est la taille de la classe de CE1 dans laquelle se trouvait l'élève i , x_i représente un ensemble de variables de contrôle (les variables socio-démographiques habituelles, ainsi que le score de début de CP), z_i représente la variable instrumentale, et ε_i est le terme d'erreur. La variable instrumentale z_i la plus naturelle est la taille théorique de classe $n^*(e_i)$ prédite par le nombre total d'enfants e_i inscrits en CE1 dans l'école de l'élève i . Compte tenu du graphique 7 plus haut, on ne sera pas surpris de constater qu'il s'agit d'une excellente variable instrumentale, dans le sens où le coefficient g est extrêmement élevé et significatif.⁴⁸ Cette première régression estimée, on peut calculer la taille de classe n_i^p prédite par l'équation (4) (hors résidu). Si les deux courbes indiquées sur le graphique 7 coïncidaient parfaitement, alors g serait égal à 1 et classe n_i^p serait exactement égal à $n^*(e_i)$. Plus généralement, la variable n_i^p doit s'interpréter comme une taille de classe purgée des effets d'endogénéité : pour des variables de contrôles (socio-démographiques et scores de CP) données, cette variable repose uniquement les variations exogènes de la taille de classes liées aux variations de $n^*(e_i)$ (c'est-à-dire au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes), et exclut les variations liées à des caractéristiques individuelles non observables pour le chercheur et sur la base desquelles les acteurs locaux de l'éducation nationale décident d'affecter des tailles de classes plus ou moins importantes (ces variations endogènes, qui biaisent l'estimation de l'impact causal de la taille de classes sur la réussite scolaire, sont contenues dans le résidu de l'équation (4)).

Une fois cette variable prédite n_i^p construite, nous pouvons estimer une seconde régression (second-stage regression) similaire à la régression OLS standard

⁴⁸ En pratique, on obtient un coefficient g de l'ordre de 0,8-0,9 suivant les spécifications (nous ne présentons pas les résultats du first-stage ici pour ne pas surcharger la présentation).

(équation (1)), à la différence importante près que la taille de classe observée n_i a été remplacée par la taille prédite n_i^p :

$$s_i = b n_i^p + f x_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

En principe, le coefficient b ainsi estimé peut s'interpréter comme le véritable impact causal de la taille des classes sur la réussite scolaire. Le tableau 5 décrit les résultats de ces opérations. En utilisant la méthode standard OLS, on obtenait un coefficient b égale à -0,332.⁴⁹ En instrumentant la taille de classe par la taille de classe théorique $n^*(e_i)$, la valeur du coefficient augmente sensiblement, passant de -0,422 (cf. tableau 5). Ce résultat confirme ce que nous pressentions, à savoir que les régressions OLS nous conduisaient à sous-estimer le véritable impact causal de la taille des classes. Si l'on utilise comme variable instrumentale non pas la taille théorique $n^*(e_i)$ mais les effectifs e_i (en dummies par tranche), ce qui permet d'exploiter au maximum les non-linéarités et conduit aux estimations les plus robustes,⁵⁰ alors on passe à un coefficient de -0,470, soit une progression de près de 50% par rapport au coefficient issu de l'estimation « naïve » (cf. tableau 5).

On notera également que cet impact moyen de -0,470 recouvre des réalités différentes suivant que l'on considère les élèves socialement défavorisés ou les élèves socialement favorisés. La valeur du coefficient obtenu est en effet systématiquement plus élevée lorsque l'on étudie séparément les élèves défavorisés, quel que soit le critère retenu (bien que les différents critères ne se recoupent qu'imparfaitement). Si l'on mène la régression séparément pour les élèves dont le score en début de CP était inférieur à la médiane nationale, on obtient un coefficient de -0,697, contre à peine -0,256 pour les élèves dont le score de CP était supérieur à la médiane (cf. tableau 5). Si l'on étudie séparément les élèves dont la PCS des parents est défavorisée,⁵¹ on obtient un coefficient de -0,715, contre à peine -0,274 pour les enfants de PCS favorisée (cf. tableau 6). Pour les élèves dont la mère n'a pas le bac, le coefficient obtenu est de -0,575, contre -0,261 pour ceux dont la mère

⁴⁹ Les coefficients OLS indiqués sur le tableau 5 sont très légèrement différents de ceux du tableau 4, car le champ a quelque peu changé (le tableau 4 porte sur l'ensemble des élèves scolarisés dans une classe de CE1 à cours unique, le tableau 5 porte sur l'ensemble des élèves scolarisés dans les écoles dont toutes les classes de CE1 sont à cours unique).

⁵⁰ Cf. Angrist et Lavy (1999).

⁵¹ C'est-à-dire les enfants d'ouvriers, employés et sans profession (cf. tableau 1 supra).

Tableau 5: L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire: estimations par variables instrumentales (IV)

| Partie A: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999) | | | | | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|---|---|
| | Tous les élèves | | | Elèves avec score CP inférieur à la médiane | Elèves avec score CP supérieur à la médiane |
| | OLS | IV (1) | IV (2) | IV (2) | IV (2) |
| Taille de la classe de CE1 | -0,332 *** | -0,422 *** | -0,470 *** | -0,697 *** | -0,256 * |
| (s.e.) | (0,074) | (0,113) | (0,118) | (0,199) | (0,145) |
| Contrôles socio-démographiques | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [2 308] | [2 308] | [2 308] | [1 169] | [1 139] |
| Partie B: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrée 1999) | | | | | |
| | Tous les élèves | | | Elèves avec score CP inférieur à la médiane | Elèves avec score CP supérieur à la médiane |
| | OLS | IV (1) | IV (2) | IV (2) | IV (2) |
| Taille de la classe de CE1 | -0,229 *** | -0,339 *** | -0,334 *** | -0,543 *** | -0,095 |
| (s.e.) | (0,075) | (0,120) | (0,120) | (0,201) | (0,150) |
| Contrôles socio-démographiques | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [2 308] | [2 308] | [2 308] | [1 169] | [1 139] |
| Partie C: Impact sur les scores globaux obtenus aux évaluations de CP (rentrée 1997) | | | | | |
| | Tous les élèves | | | Elèves avec score CP inférieur à la médiane | Elèves avec score CP supérieur à la médiane |
| | OLS | IV (1) | IV (2) | IV (2) | IV (2) |
| Taille de la classe de CE1 | 0,101 | 0,074 | -0,031 | -0,098 | 0,013 |
| (s.e.) | (0,064) | (0,098) | (0,103) | (0,110) | (0,084) |
| Contrôles socio-démographiques | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [2 308] | [2 308] | [2 308] | [1 169] | [1 139] |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (MEN-DEP)

Lecture : Quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de maths de début de CE2 diminue de 0,332 point si l'on estime l'impact par régression "naïve" (OLS), et de 0,422 point si l'on estime l'impact à l'aide de variables instrumentales. Les variables instrumentales utilisées sont la taille de classe moyenne théorique de CE1 calculée à partir du nombre d'enfants inscrits en CE1 dans l'école (seuil d'ouverture de classe supposé égal à 30 élèves) (IV (1)) et le nombre d'enfants inscrits en CE1 dans l'école en dummy par tranche (0-14,15-24,25-34,...,75-84,85 et +) (IV (2)). Les variables contrôles socio-démographiques et le champ étudié sont les mêmes que dans les régressions précédentes (cf. tableau 2). Les étoiles indiquent la significativité des coefficients (***: significatif au seuil de 1% ; **: 5% ; * : 10%).

**Tableau 6: L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire en fonction du milieu social d'origine
(impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999))**

| | Elèves avec PCS parents défavorisée IV (2) | Elèves avec PCS parents favorisée IV (2) | Elèves avec diplôme mère faible IV (2) | Elèves avec diplôme mère élevé IV (2) | Elèves scolarisés en Zep IV (2) | Elèves scolarisés hors Zep IV (2) |
|--------------------------------------|--|--|--|---|---------------------------------------|---|
| Taille de la classe de CE1 (s.e.) | -0,715 *** (0,189) | -0,274 * (0,155) | -0,575 *** (0,170) | -0,261 (0,166) | -1,375 (1,181) | -0,411 *** (0,116) |
| Contrôles socio-démographiques | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [1 075] | [1 233] | [1 245] | [1 063] | [261] | [2 047] |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (MEN-DEP)

Lecture : Quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de maths de début de CE2 diminue de 0,470 point si l'on estime l'impact à l'aide de variables instrumentales (IV (2)), tous élèves confondus (cf. Tableau 3). Si l'on estime l'impact séparément pour les élèves défavorisés (au sens de la PCS des parents, cf. tableau 1), le coefficient passe à 0,715. Les variables contrôles socio-démographiques et le champ étudié sont les mêmes que dans les régressions précédentes (cf. tableau 2). Les étoiles indiquent la significativité des coefficients (***: significatif au seuil de 1% ; **: 5% ; * : 10%).

a au moins le bac (cf. tableau 6). Ce dernier coefficient est en outre non significatif statistiquement, ce qui signifie que les tailles de classe réduites n'ont pas d'impact significatif pour les enfants favorisés (au sens du diplôme maternel). De façon générale, quel que soit le critère retenu (score de CP, PCS des parents, diplôme maternel, etc.), l'impact de taille des classes cesse systématiquement d'être significatif lorsque l'on considère les 25% des élèves les plus favorisés. On remarquera enfin que si l'on mène les régressions séparément pour les élèves de ZEP, on obtient un coefficient extrêmement élevé de -1,375, contre -0.416 pour les élèves hors ZEP (cf. tableau 6). Le nombre d'observations d'élèves en ZEP est toutefois trop faible pour que ce coefficient de -1,375 soit statistiquement significatif.⁵² Par la suite, nous retiendrons pour simplifier un coefficient de -0,7 pour les élèves socialement défavorisés et de -0.25 pour les élèves socialement favorisés, quel que soit le critère retenu (tout laisse à penser que le véritable coefficient est en réalité encore plus élevé que -0,7 pour les élèves de ZEP).

4.4 Estimations complémentaires

4.4.1. L'impact différentiel des tailles de classes de CP et CE1

Tous les résultats présentés jusqu'ici se sont concentrés sur l'impact de la taille de classe de CE1 sur les scores obtenus aux évaluations de début de CE2. Il serait évidemment intéressant d'étendre ces résultats et d'étudier dans quelle mesure les réductions de taille de classe sont plus efficaces lorsqu'elles se font en CP ou en CE1. Outre qu'il est difficile avec les données dont nous disposons d'identifier séparément l'impact des tailles de classe de CP et de CE1 (compte tenu de la très forte corrélation entre les deux), le problème est que ces données sont dans une large mesure biaisées en faveur des réductions de taille de classe en CE1. Les évaluations de compétences de début de CE2 se fondent en effet principalement sur le programme de CE1, et on peut donc s'attendre à ce que les conditions d'apprentissage lors de l'année de CE1 soient d'une certaine façon les plus

⁵² Suite aux pertes successives d'observations (dues au fait que nous nous sommes concentrés sur les élèves scolarisés en cours unique en CE1, ne redoublant ni en CP ni en CE1, pour lesquels nous disposons de réponses complètes pour l'enquête auprès des familles de 1999, pour lesquels l'appariement avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) a permis d'obtenir les variables nécessaires), nous ne disposons que de 261 observations exploitables d'élèves de ZEP (cf. tableau 4).

importantes. De fait, si l'on mène les mêmes régressions OLS que précédemment (cf. section 4.1) en incluant séparément la taille de classe de CP et de CE1 comme variables explicatives, alors on obtient systématiquement des coefficients plus importants pour la taille de classe de CE1 que pour celle de CP (il est même difficile d'obtenir un coefficient allant dans le bon sens pour la taille de classe de CP). Nous avons également tenté d'appliquer la méthode fondée sur les seuils d'ouverture et de fermeture de classes, en instrumentant la taille de classe de CP à l'aide du nombre d'élèves inscrits en CP en 1997-1998 et la taille de classe à l'aide du nombre d'élèves inscrits en CE1 en 1998-1999. La difficulté est qu'il s'agit pour l'essentiel de la même cohorte d'enfants (aux redoublements et aux déménagements près) et donc de la même variable instrumentale, si bien que les estimations obtenues sont extrêmement imprécises et peu robustes (elles vont toutefois toujours dans le même sens, à savoir un très fort impact positif des réductions de tailles de classe en CE1, et un impact nettement plus modéré, voire négatif, des réductions de taille de classe en CP). Pour résumer, il est impossible de conclure quoi que ce soit de précis concernant le choix du niveau où il est le plus efficace de réduire la taille de classes à partir des données dont nous disposons. Pour dire des choses plus précises sur cet arbitrage, il faudrait disposer d'épreuves d'évaluations en début de CE1 en plus de celles menées en début de CP et en début de CE2, ce qui permettrait d'identifier séparément les effets des deux tailles de classe. Notre étude permet de conclure que les réductions de tailles de classe dans les petites classes du primaire (CP et CE1) ont un fort impact sur les compétences évaluées en début de CE2, mais elle ne permet pas de dire s'il est plus efficace de réduire les tailles de classe en CP ou en CE1.

4.4.2. Impact de la taille des classes en cours multiple

Tous les résultats présentés jusqu'ici concernant l'impact de la taille des classes se sont concentrés sur les élèves scolarisés en cours unique en CE1, c'est-à-dire dans des classes contenant uniquement des élèves en CE1. La prise en compte des cours multiples entraîne des complications importantes, d'une part parce que la possibilité pour les écoles d'avoir recours à des cours multiples atténue la force du lien entre

taille des cohortes se présentant en CE1 et taille des classes,⁵³ et d'autre part et surtout parce qu'une analyse globale de la question des cours multiples exigerait que l'on prenne également en compte l'impact sur les élèves plus âgés, ce que les données disponibles ne permettent pas.

Si l'on mène les mêmes régressions OLS que celles du tableau 4 en incluant les élèves scolarisés en cours multiples et en ajoutant une dummy « cours multiple », on constate (après contrôles socio-démographiques et pour le score de CP) que le fait d'être scolarisé dans un CE1 à cours multiple n'a aucun impact négatif en tant que tel (seule la taille totale de la classe, tous les élèves confondus, semble importer).⁵⁴ Cela semble s'expliquer par le fait que deux effets contradictoires sont en jeu, suivant si l'élève se retrouve dans un cours multiple avec des élèves plus jeunes ou plus âgés. Si l'on effectue la même régression OLS en prenant en compte séparément le nombre d'élèves des différents niveaux présents dans la classe de CE1 de l'élève considéré (et non pas seulement la taille totale de la classe), on constate en effet que l'impact d'un élève en plus dans la classe de CE1 est plus élevé lorsqu'il s'agit d'un élève de CP, mais qu'il est plus faible quand il s'agit d'un élève de CE2 ou plus (vraisemblablement parce que ces élèves plus âgés tirent la classe vers le haut, si bien que leur impact négatif est plus réduit).⁵⁵

On retrouve qualitativement ces mêmes résultats lorsque l'on instrumente la composition de la classe par la taille des cohortes des différents niveaux se présentant dans l'école en question cette année là.⁵⁶ Les instruments sont toutefois plus faibles que dans le cas des cours uniques, et les estimations sont donc moins précises. Surtout, ces résultats indiquent qu'il faudrait également prendre en compte l'impact (a priori négatif) pour les élèves de CE2 ou plus de se retrouver dans la même classe que des élèves de CE1, ce que les données disponibles ne permettent pas (il faudrait disposer d'évaluations en début de CM1). Les élèves de CE1 en cours multiples étant plus souvent mélangés avec des enfants plus âgés qu'avec des enfants plus jeunes, il est en effet possible que l'impact global nul de la scolarisation

⁵³ Les écoles ont en effet plus souvent recours aux cours multiples lorsque la taille de la cohorte est immédiatement supérieure à un seuil d'ouverture de classe (cf. annexe B, graphique B1).

⁵⁴ Cf. annexe B, tableau B2. Cette conclusion est cohérente avec les résultats obtenus par Brizard (1995) et Oeuvarard (1995) en appliquant aux échantillons nationaux d'évaluations CE2 collectés par la DEP (sous-direction de l'évaluation) pour les années 1989 et 1993 des régressions OLS similaires à celles estimées ici.

⁵⁵ Cf. tableau B2.

⁵⁶ Cf. tableau B3.

en cours multiple que nous avons trouvé pour les élèves de CE1 ne se généralise pas aux enfants plus âgés.⁵⁷

4.4.3. Impact de la taille des classes et du redoublement

Tous les résultats présentés jusqu'ici concernant l'impact de taille de classe et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire se sont concentrés sur les élèves « à l'heure », c'est-à-dire sur les élèves ne redoublant ni leur CP ni leur CE1. Cette restriction pose deux questions naturelles. D'une part, quel est l'impact du redoublement en CP et en CE1 sur les scores obtenus en CE2, après une année supplémentaire passée en CP ou en CE1 ? D'autre part, dans quelle mesure la prise en compte des redoublants peut-elle modifier nos estimations de l'impact de la taille de classe sur la réussite scolaire ?

Pour répondre à la première question, nous avons estimé une régression du type :

$$s_i = dr_i + fx_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

où s_i est le score obtenu par l'élève i aux évaluations d'entrée en CE2 (à la rentrée 1999 pour les non-redoublants, et à la rentrée 2000 pour les élèves ayant redoublé leur CP ou leur CE1), r_i est une variable dummy égale à 0 pour les non-redoublants et à 1 pour les élèves ayant redoublé leur CP ou leur CE1, x_i représente les variables de contrôle, et ε_i est le terme d'erreur.⁵⁸ L'interprétation du coefficient d est que les élèves qui ont redoublé obtiennent un score aux évaluations de CE2 qui est en moyenne d point plus élevé que celui des non-redoublants. Les résultats de cette régression sont donnés en annexe.⁵⁹ On constate que si l'on ne prend en compte aucune variable de contrôle, alors les élèves qui ont redoublé obtiennent un score aux évaluations de maths de début de CE2 de 11 points plus faible que les autres (le coefficient de d est égal à -11,039), ce qui n'a rien d'étonnant puisque les élèves qui redoublent sont ceux qui ont des difficultés particulières et qu'il est peu probable

⁵⁷ Pour une étude américaine récente concluant à l'impact globalement négatif des cours multiples, cf. Sims (2003).

⁵⁸ Les très rares élèves ayant redoublé à la fois leur CP et leur CE1, et qui donc ont passé leurs évaluations de début de CE2 à la rentrée 2001, n'ont pas pu être pris en compte, car les résultats 2001 des évaluations de CE2 ne sont pas disponibles dans le panel.

⁵⁹ Cf. annexe B, tableau B4.

qu'une année supplémentaire passée en CP ou CE1 soit suffisante pour combler ce handicap initial. Mais le fait important est que dès lors que l'on contrôle pour le score de début de CP, alors le coefficient devient positif : pour un même score obtenu aux évaluations de compétences de début de CP, les élèves qui ont passé une année de plus en CP ou en CE1 obtiennent 4,367 point de plus aux évaluations de math de début de CE2. Ce coefficient passe à 5,958 lorsque l'on ajoute les variables de contrôle socio-démographiques. Il est possible que ce coefficient sous-estime légèrement le véritable impact causal du redoublement, dans la mesure où pour un score en début de CP et des caractéristiques socio-démographiques donnés, les élèves qui redoublent ont probablement des caractéristiques non-observables moins favorables que les autres.⁶⁰

Nous avons également ré-estimé les régressions « taille de classe » en prenant en compte les redoublants. On constate que les coefficients obtenus pour la taille de classe demeurent quasiment inchangés, ce qui s'explique par le fait que le pourcentage de redoublants et l'impact de taille de classe sur la probabilité de redoublement sont tous deux relativement faibles.⁶¹

Enfin, il peut être intéressant de se demander dans quelle mesure l'impact positif du redoublement (de l'ordre de 6 points au niveau des évaluations de maths de début de CE2) doit être considéré comme fort ou faible. Après tout, il est normal qu'une année supplémentaire passée en CP ou en CE1 permettent de réaliser certains progrès (le contraire eût été inquiétant). Pour se faire une idée de l'importance du coefficient obtenu, il est utile de le comparer à ceux obtenus pour la taille des

⁶⁰ Cette sous-estimation est vraisemblablement relativement limitée, dans la mesure où les variables observables, et en particulier le score de début de CP, permettent de prédire extrêmement finement la probabilité de redoublement (le taux de redoublement est extrêmement élevé pour les faibles scores de CP, et quasiment nulle au-delà d'un certain niveau de score). Nous avons tenté d'instrumenter la probabilité de redoublement par les tailles de cohorte se présentant aux différents niveaux et la composition des classes, mais ces instruments se sont révélés pour ces mêmes raisons faibles et peu significatifs.

⁶¹ Cf. Piketty (2004, tableau A6). Les coefficients obtenus pour la taille de classe diminuent très légèrement en valeur absolue lorsque l'on inclut les redoublants (de -0,279 à -0,257 en OLS, et de -0,446 à -0,443 en IV), ce qui s'explique par le fait que les tailles de classe élevées conduisent (toutes choses égales par ailleurs) à des taux de redoublement légèrement plus importants, et que le redoublement a un impact positif sur le score de début de CE2 (à variables de contrôles données). De la même façon, les coefficients obtenus pour le pourcentage d'enfants favorisés dans la classe de l'élève augmente (un peu plus nettement) quand on inclut les redoublants, ce qui s'explique par le fait qu'une meilleure composition sociale de la classe conduit (toutes choses égales par ailleurs) à des taux de redoublement légèrement plus élevés (le redoublement est une évaluation relative et non seulement absolue, dans le sens où l'on ne peut pas faire redoubler tout le monde dans les classes défavorisées, et inversement où l'on fait redoubler plus facilement dans les classes où personne ne redouble).

classes. Dans la mesure où le redoublement, pratique nettement plus développée en France que dans les pays anglo-saxons, peut être analysé comme une politique visant à accorder d'avantage de moyens en enseignants à ceux qui font deux fois la même classe, il est en effet naturel comparer le rendement obtenu en termes d'amélioration du score de CE2 avec le rendement (par enseignant supplémentaire) associé à une politique où les moyens supplémentaires sont consacrés à la réduction des tailles de classe (sans redoublement). Si l'on effectue cette comparaison, on constate que le rendement du redoublement est relativement faible : le fait de faire redoubler un élève de plus par classe conduit à une progression de l'ordre de 6 points du score de CE2 de l'élève en question, mais l'augmentation d'un élève de la taille moyenne des classes résultant de cette politique conduit à une baisse de score global de la classe de l'ordre de 16 points ($0,7 \times$ taille moyenne de classe de 23 = 16,1).⁶² On notera également que cette progression de l'ordre de 16 points semble correspondre d'après les rares estimations disponibles à la progression des compétences enregistrée en moyenne par les élèves au cours de leur année de CE2,⁶³ et que le rendement du redoublement semble comparativement plus fort en français qu'en mathématiques.⁶⁴

Ces comparaisons sont cependant biaisées par le fait que l'impact positif du redoublement concerne uniquement les élèves qui redoublent, alors que les effets positifs de la réduction de la taille des classes se répartissent sur tous les élèves. D'une certaine façon, le redoublement permet de cibler les moyens en faveur de certains élèves particuliers (et non pas de classes ou d'écoles particulières), ce que les réductions de taille de classe ne permettent pas. Il s'agit cependant d'une vision très partielle (et sans doute exagérément optimiste) du redoublement, puisque l'impact de cette pratique sur le devenir scolaire des enfants ne se limite pas à l'effet sur les scores de CE2, et peut potentiellement avoir un impact négatif durable sur les orientations scolaires futures (les élèves en retard sont plus souvent orientés sur les filières courtes), ainsi qu'un impact psychologique durable, que nous sommes bien incapables de mesurer avec les données dont nous disposons. Les résultats

⁶² Sans compter que nous ne prenons pas en compte ici le « peer effect » négatif des redoublants sur les autres élèves.

⁶³ Cf. Thauvel-Richard (1995), qui utilise le fait que les évaluations de compétences de début de CE2 établies en septembre 1992 ont été exceptionnellement reposées aux mêmes élèves en fin de CE2 (en juin 1993), et qui constate une progression moyenne des scores obtenues de l'ordre de 15 points.

⁶⁴ Le redoublement a un impact positif plus fort sur les scores de français, qui inversement sont moins fortement affectés par la taille des classes.

présentés ici concernant le redoublement ne peuvent en aucune façon être considérés comme une évaluation globale de la politique du redoublement, question qui a suscité une très vaste littérature (globalement négative sur cette pratique),⁶⁵ et qui dépasse très largement le cadre de la présente étude.

A fortiori, les limites des données disponibles impliquent qu'il nous est impossible de dire quoi que ce soit de précis concernant l'impact différentiel du redoublement en CP ou en CE1 : nos estimations semblent indiquer un impact positif plus fort du redoublement en CE1,⁶⁶ mais il est probable que ce résultat soit là encore dû au fait que les évaluations de début de CE2 se fondent principalement sur le programme de la classe de CE1, si bien qu'il est logique de s'attendre à ce qu'il soit plus utile pour obtenir de bons scores de début de CE2 d'effectuer deux années CE1 plutôt que deux années de CP (nous avons rencontré la même difficulté pour ce qui concerne l'impact différentiel des réductions de taille de classe de CP et de CE1).

4.4.4. Estimation de l'impact de la taille des classes avec les échantillons annuels

Ainsi que nous l'avons noté plus haut (cf. section 2.1 supra), les données du panel 1997 ne constituent pas la seule source permettant d'étudier l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles françaises. Nous pouvons également utiliser les échantillons d'évaluations CE2 collectés par la DEP (sous-direction de l'évaluation, ou Sdeva) chaque année depuis la mise en place de ces évaluations en 1989. Ces échantillons sont de deux types : d'une part les échantillons nationaux, constitués directement par la Sdeva en s'adressant directement aux établissements de façon à constituer un échantillon national représentatif d'environ 2500 élèves par an⁶⁷ ; et d'autre part les échantillons académiques, constitués d'un échantillon d'environ 600-800 élèves par académie (que chaque académie constitue elle-même et fait remonter à la Sdeva), soit au total environ 15000 élèves par an.⁶⁸ Dans le cadre de cette étude, nous avons utilisé les échantillons nationaux 1998-2003 et les échantillons académiques 2001 (les échantillons nationaux antérieurs à 1998 n'ont

⁶⁵ Cf. par exemple Cosnefroy et Rocher (2005).

⁶⁶ Cf. annexe B, tableau B5.

⁶⁷ L'échantillon est différent chaque année et ne reprend généralement pas les mêmes établissements. Ces échantillons nationaux font l'objet d'une exploitation et d'une publication annuelles dans la série *Les Cahiers de l'éducation* (MEN-DEP).

⁶⁸ Ces échantillons académiques permettent des analyses géographiques plus fines que les échantillons nationaux et font l'objet d'exploitation et de publications périodiques dans la série *Géographie de l'école* (MEN-DEP).

apparemment pas été conservés, de même que les échantillons académiques antérieurs à 2001).

Par comparaison à aux données du panel primaire 1997, l'inconvénient de ces échantillons annuels collectés par la Sdeva est que les informations dont nous disposons sur les élèves sont extrêmement limitées en dehors des évaluations elles-mêmes : les élèves ne sont observés qu'une seule année, nous ne connaissons évidemment pas les scores de début de CP, et seules quelques variables sommaires sur la profession des parents (informations issues des fiches remplies par les parents) sont disponibles. En appariant (sur la base de l'identifiant d'établissement) ces échantillons aux fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19), il nous a cependant été possible d'utiliser ces données pour estimer l'impact de la taille de classe en appliquant les mêmes méthodes qu'aux données du panel primaire 1997, et de nous assurer ainsi de la robustesse des résultats obtenus. Compte tenu de la relative pauvreté des variables de contrôle disponibles, il n'est pas surprenant de constater que leur inclusion dans les régressions OLS ne permet même pas d'obtenir le « bon » signe pour le coefficient sur la taille de classe (ce qui démontre là encore de l'importance de disposer de données adéquates pour mesurer l'impact des tailles de classes, surtout avec les méthodes de régression traditionnelles). Mais si l'on effectue des régressions par variables instrumentales, on constate que le coefficient a le bon signe et est très nettement significatif.⁶⁹ Le niveau des coefficients en valeur absolue demeure sensiblement plus faible qu'avec le panel primaire 1997, ce qui explique là encore par la faiblesse des variables de contrôle,⁷⁰ mais le fait que le fait que la stratégie de variable instrumentale donne les mêmes résultats qualitatifs confirme la pertinence de la méthode.

Nous avons également utilisé les échantillons annuels d'évaluations CE2 pour développer une autre stratégie d'estimation, fondée non pas sur le franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes, mais sur l'évolution au cours du temps du différentiel de tailles de classe entre écoles ZEP et hors ZEP. Nous avons en effet noté que ce différentiel s'était accru dans les écoles primaires françaises

⁶⁹ Cf. annexe B, tableau B5.

⁷⁰ La faiblesse des coefficients obtenus s'explique également par le fait que les échantillons annuels de la Sdeva ne permettent pas d'observer dans quelle école se trouvait l'élève en CE (et encore moins la taille de sa classe de CE1) : nous avons donc supposé que les élèves n'avaient pas changé d'établissement entre le CP et le CE1, ce qui introduit là encore une source d'imprécision.

depuis le début des années 1990 (cf. section 2.1, graphique 2), et il est naturel de se demander si cette progression du ciblage des moyens peut être exploitée comme une expérience naturelle pour estimer l'impact de la taille des classes sur la réussite. Une telle expérience est par nature nettement moins précise et prometteuse que celle exploitée jusqu'ici : le différentiel entre écoles ZEP et hors ZEP ne s'est en effet accru que très légèrement, et surtout de façon progressive et continue au cours d'une période de 15 ans. 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 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 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 1998-2002, on constate toutefois que les résultats vont dans le « bon » sens : après correction pour les variables socio-démographiques observables (qui se sont effectivement détériorées dans les ZEP relativement aux écoles hors ZEP), on constate que le différentiel de scores aux évaluations CE2 entre écoles ZEP et hors ZEP s'est réduit sensiblement en France au cours de cette période.⁷¹ La diminution a été particulièrement sensible en mathématiques, ce qui accrédièterait 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'estimation, il est toutefois préférable de conserver les estimations quantitatives issues de la stratégie fondée sur les seuils d'ouverture et de fermeture de classes.⁷²

⁷¹ Cf. annexe B, tableau B6.

⁷² D'autant plus que la seconde stratégie d'estimation, si on la conduisait à son terme, conduirait à des coefficients invraisemblablement élevés : le différentiel de scores de mathématiques entre écoles 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. annexe B, tableau B7), si bien que 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 0,7 dans la première stratégie d'estimation). Ces coefficients très élevés peuvent s'expliquer 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.

5. L'impact de la taille des classes : estimations pour les collèves

5.1. Résultats des estimations « naïves » (OLS)

Comme pour les niveaux précédents, la taille des classes au collège n'est pas exogène par rapport au score que l'on cherche à expliquer. Les statistiques descriptives nous ont déjà permis de constater l'affectation des meilleurs élèves aux classes les plus chargées : les élèves dont les parents appartiennent à une PCS favorisée fréquentent en troisième des classes de 25,70 élèves en moyenne, alors que les élèves issus de familles défavorisées connaissent une taille moyenne de classe de 24,43 élèves.⁷³ 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 : 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).⁷⁴ 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 socio-démographiques 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.

La conséquence de cette 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 sous-estime le véritable effet causal de la taille des classes, voire aboutit à un effet de sens opposé : sans contrôle, les élèves scolarisés dans des classes plus grandes réussissent mieux. On peut introduire dans la régression un certain nombre de contrôles 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

⁷³ Cf. section 3.2, tableau 2.

⁷⁴ Cf. annexe C, tableau C1.

obtenu par une telle régression sera toujours biaisé, et sous-estimera le véritable impact de la taille des classes.

Ce biais d'endogénéité apparaît dès la première colonne du tableau 7⁷⁵ : 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 points en quatrième, et de 0,628 points 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 primaire⁷⁶. Dès lors que l'on inclut comme contrôles la taille des classes précédentes et les variables socio-démographiques 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 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.

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 0,123 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 : pourcentage d'élèves de milieu social défavorisé, pourcentage d'élèves ayant redoublé une ou plusieurs fois... 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

⁷⁵ Les régressions présentées dans ce tableau comme pour l'ensemble des résultats présentés pour le secondaire concernent à la fois les élèves « à l'heure » et ceux ayant redoublé une fois.

⁷⁶ 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 pour cela d'autres sources de données (Cf. infra).

Tableau 7 : L'impact de la taille de classe sur les notes au contrôle continu du brevet - estimations OLS

| Partie A - Impact de la taille de classe de quatrième | | | | | | | |
|--|--|-----------------------------|---------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 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 ^{ème} (s.e.) | 0,516 *** (0,037) | 0,289 *** (0,040) | 0,070 * (0,040) | -0,166 *** (0,031) | -0,113 *** (0,036) | -0,141 *** (0,049) | -0,105 *** (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 |
| R ² | 0,015 | 0,032 | 0,186 | 0,540 | 0,559 | 0,466 | 0,526 |
| N. Obs. | 12340 | 12328 | 10739 | 10115 | 8806 | 8807 | 8810 |

| Partie B - Impact de la taille de classe de troisième | | | | | | | |
|--|--|-----------------------------|-----------------------------|------------------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| 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 classe de 3 ^{ème} (s.e.) | 0,628 *** (0,036) | 0,384 *** (0,042) | 0,136 *** (0,043) | -0,093 *** (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 |
| R ² | 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 des auteurs à partir du panel secondaire 1995 et des bases "Scolarité" de 1997-1998 à 1999-2000 (MEN-DEP)

Lecture : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire MCO 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 classe de quatrième augmente d'un élève, le score moyen obtenu au contrôle continu du brevet augmente de 0,516 points. Quand la taille de classe de troisième augmente d'un élève, ce score augmente de 0,628 points. Dès lors que l'on raisonne à caractéristiques socio-démographiques observables données (troisième colonne), ce coefficient n'est plus que de 0,070 points pour la classe de quatrième et de 0,136 points 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% (***).

propre score augmente. Une interprétation possible⁷⁷ 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 problème⁷⁸.

Enfin, les colonnes (6) et (7) du tableau 7 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 et histoire et géographie), dont chaque note entre avec un coefficient 2 dans la note finale au diplôme national du brevet. La base du diplôme national du brevet (base DNB) recueille, en 2004, les notes des élèves au contrôle continu et à l'examen terminal du brevet, ainsi que quelques variables sur les caractéristiques de l'élève et de son milieu d'origine (cf. section 2.2 supra). Ces informations peuvent être complétées, en identifiant chaque élève dans la base individuelle « Scolarité » et l'établissement fréquenté dans les fichiers « Thèmes », par des variables supplémentaires sur l'élève, l'établissement et la composition de la classe fréquentée par l'élève. 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.

⁷⁸ 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 de fait donne ici des résultats proches est d'introduire des effets fixes d'établissement, qui captent les différences de mode de notation entre établissements.

Tableau 8 : L'impact de la taille de classe 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 classe de 3 ^{ème} (s.e.) | 0,891 *** (0,006) | 0,378 *** (0,005) | 0,028 *** (0,005) | 0,048 *** (0,009) | 0,044 *** (0,006) | 0,003 (0,006) |
| Variables sociodémographiques | Non | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contexte de scolarisation | Non | Non | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R ² | 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 des auteurs 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)

Lecture : Une augmentation de la taille de classe de troisième d'un élève est associée à une augmentation de la moyenne à l'examen terminal du brevet de 0,891 points (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. Les variables socio-démographiques sont le sexe de l'élève, sa nationalité, la 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 connus 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% (***). Le champ est le même que pour les régressions menées à l'aide du Panel Secondaire 1995 (troisième générale uniquement).

La colonne (1) du tableau 8 confirme la très forte association positive entre taille des classes et résultats des élèves, lorsque l'on ne contrôle pour les 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 0,036. Celle-ci reste toutefois positive, ce qui est logique 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). Comme précédemment, l'impact de la taille des classes tel qu'estimé ici est peu différent en français et en mathématiques (colonnes (4) et (5)).

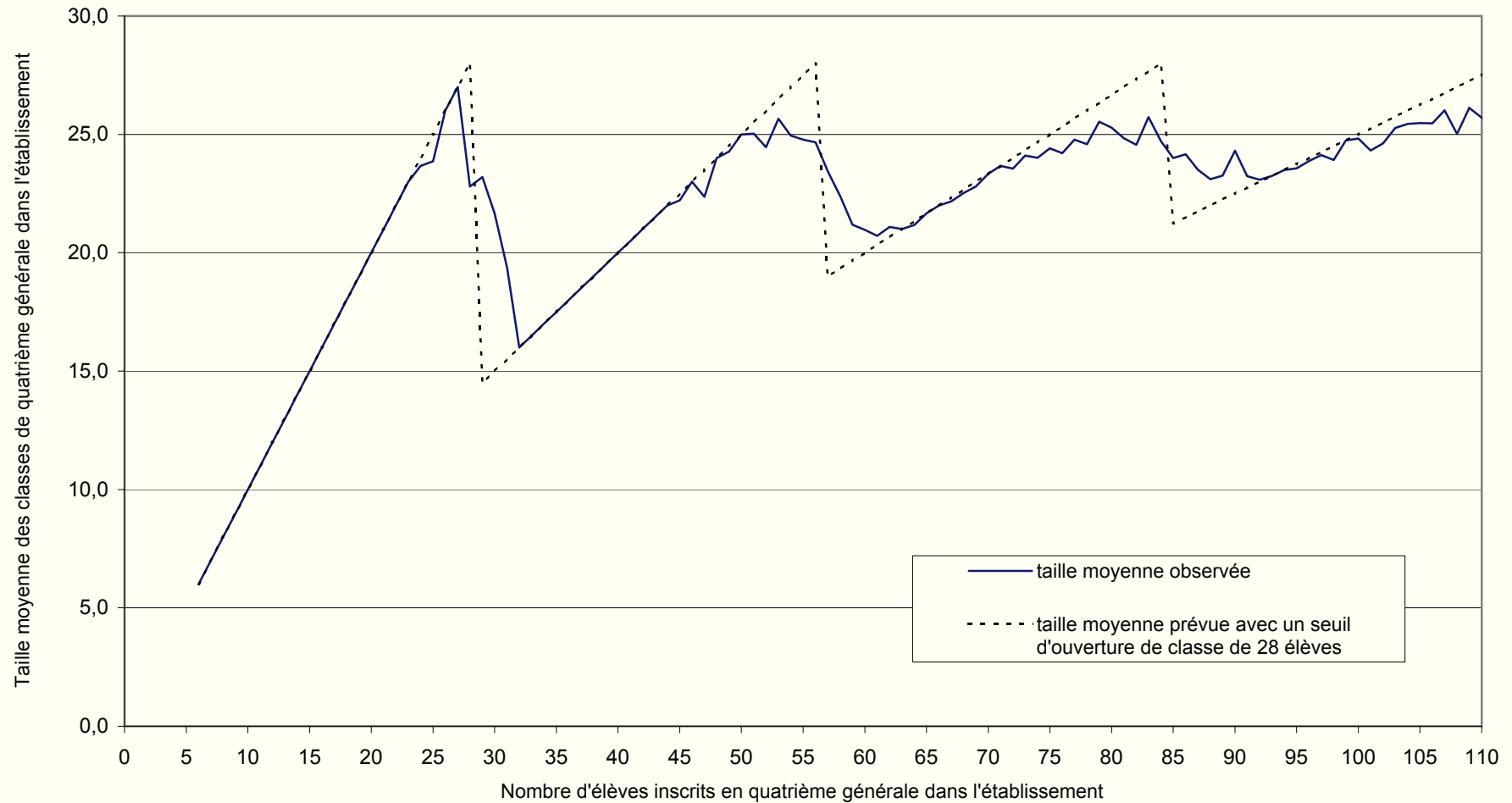
5.2. Résultats des estimations par variables instrumentales

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 11 et 12 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 (le coefficient de corrélation entre les deux variables est inférieur à celui obtenu au primaire), 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.

Nous exploitons donc cet instrument dans des régressions par variables instrumentales, 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 issus de notre régression. Pour les estimations menées sur le panel, l'estimation par variables instrumentales aboutit à des coefficients plus élevés que ceux obtenus par les régressions OLS, de l'ordre de -0,120 pour la classe de quatrième et -0,280 pour la classe de troisième (cf. tableau 9).⁷⁹ L'augmentation de l'écart-type de l'estimateur

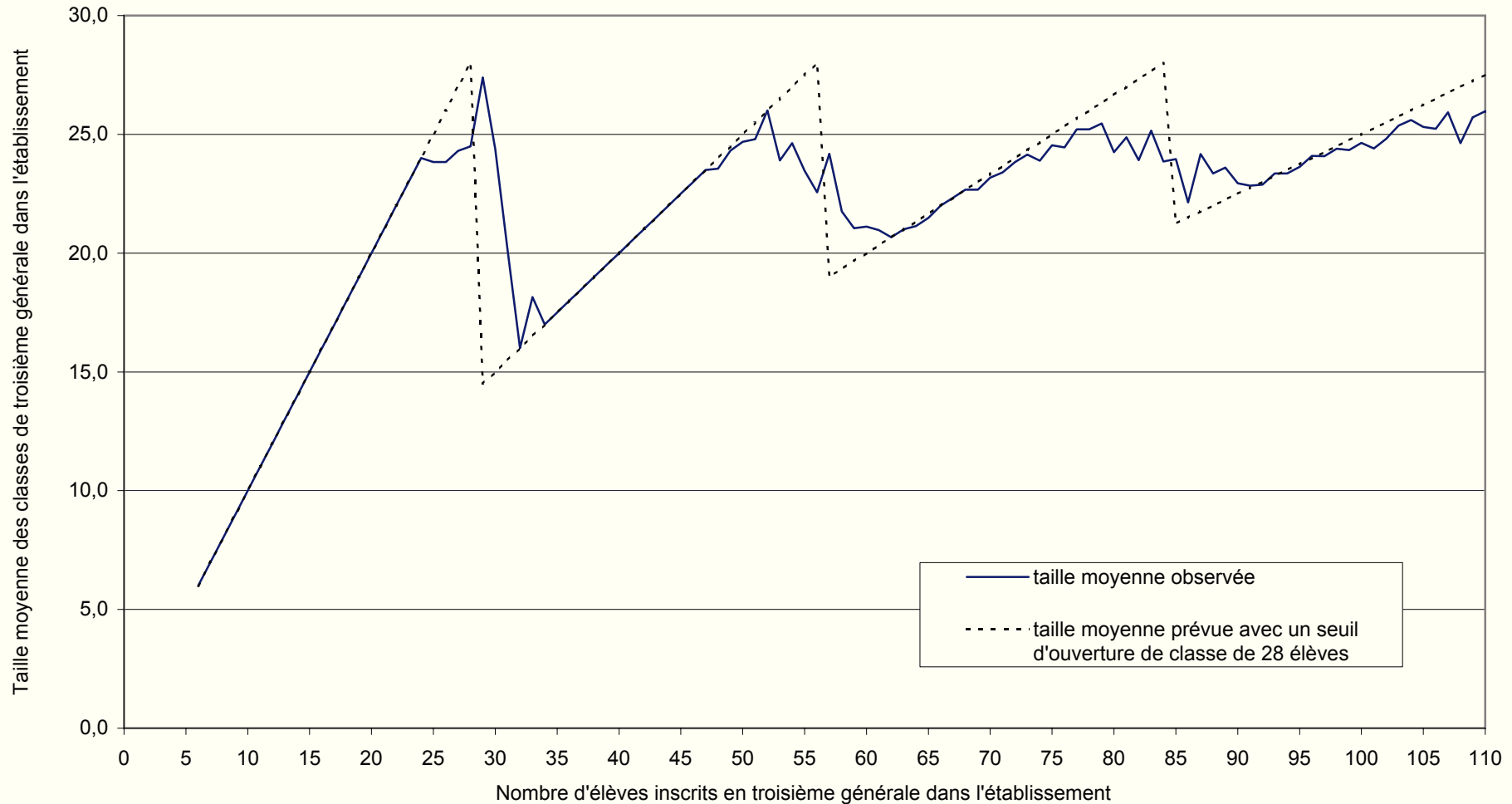
⁷⁹ Les régressions de première étape ont été menées avec des seuils différents pour chaque type d'établissement. Les seuils de 26 en Zep, 28 pour les établissements publics hors Zep et 30 pour les

Graphique 11 : La taille moyenne des classes de quatrième générale en fonction du nombre d'élèves inscrits en quatrième générale en 1997-1998



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1997-1998 (*Thème 8 & Thème sp*) (MEN-DEP)

Graphique 12 : La taille moyenne des classes de troisième générale en fonction du nombre d'élèves inscrits en troisième générale dans les établissements publics en 1998-1999



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1998-1999 (*Thème 8 & Thème sp*) (MEN-DEP)

Tableau 9 : L'impact de la taille de classe sur les notes au contrôle continu du brevet - estimations par variables instrumentales (IV)

| Partie A - Impact de la taille de classe de quatrième | | | | |
|--|------------------|----------------|--------------|-----------------|
| Variable dépendante : | OLS | IV | | |
| | Moyenne | Moyenne | Maths | Français |
| | (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 ^{ème} | -0,113*** | -0,122 | 0,007 | -0,244** |
| (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 |
| R ² | 0,559 | 0,559 | 0,466 | 0,524 |
| N. Obs. | 8806 | 8806 | 8807 | 8810 |

| Partie B - Impact de la taille de classe de troisième | | | | |
|--|----------------|-----------------|--------------|-----------------|
| Variable dépendante : | OLS | IV | | |
| | Moyenne | Moyenne | Maths | Français |
| | (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 classe de 3 ^{ème} | -0,006 | -0,282** | -0,275 | -0,281** |
| (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 |
| R ² | 0,558 | 0,555 | 0,462 | 0,521 |
| N. Obs. | 9 056 | 9 042 | 9 043 | 9 046 |

Source : Calculs des auteurs 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.

Lecture : Quand la taille de classe de quatrième augmente d'un élève, le score obtenu au contrôle continu du brevet diminue de 0,113 points si on l'estime par une régression OLS (colonne (1)), et diminue de 0,122 points quand il est estimé à l'aide de variables instrumentales (2). Pour la classe de troisième, cet impact passe de 0,006 points tel qu'estimé par une régression OLS à 0,282 quand 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 5.1. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

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 10). 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 que pour le primaire,⁸⁰ 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 les régressions IV. 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 IV, 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

établissements sont ceux qui prédisent le mieux la taille réelle des classes en quatrième et en troisième (les régressions first-stage correspondantes sont présentées dans le tableau D1, annexe D). Les graphiques C1 à C4, présentés en annexe C, 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 également reportée en annexe (graphiques C5 à C8).

⁸⁰ 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. section 7 pour une comparaison de l'amplitude des effets entre niveaux d'enseignements).

tableaux 11 à 13 présentent les régressions IV 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.

L'impact obtenu est par ailleurs beaucoup plus fort pour les élèves scolarisés dans des établissements en Zep, où l'effet atteint -0,570 points par élève supplémentaire, contre un peu moins de -0,200 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 catégorie défavorisées en général.

Il reste néanmoins que l'impact de la taille de classe au collège, s'il apparaît particulièrement fort en Zep, n'est pas comme au primaire systématiquement plus élevé pour les élèves de catégories défavorisées.

Tableau 10 : L'impact de la taille de classe de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet, estimations par variables instrumentales (IV)

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

Source : Calculs des auteurs à partir de la base DNB 2004, de la base Scolarité 2003-2004 et des fichiers Thèmes 2003-2004 (thème 0 et thème 8)

Lecture : Quand la taille de classe de troisième augmente d'un élève, le score moyen obtenu à l'examen terminal du brevet augmente de 0,028 points si on l'estime par une régression OLS (colonne (1)), mais diminue de 0,216 points 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 5.4. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (*), 5% (**) ou 1% (***).

Tableau 11 : L'impact de la taille de classe sur les notes au contrôle continu du brevet : régressions (IV) par catégories

| Partie A : Impact de la taille de classe de quatrième en fonction du milieu social de l'élève et de ses aptitudes scolaires | | | | | | | | | | |
|--|--|-----------------|-------------------------------|------------------|---------------------------------|---------|-----------------|-----------|------------------------|----------|
| | 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 classe de 4 ^{ème} | 0,093 | -0,136 | 0,098 | -0,575*** | 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) |
| R ² | 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 |
| Partie B : Impact de la taille de classe de troisième en fonction du milieu social de l'élève et de ses aptitudes scolaires | | | | | | | | | | |
| | 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 classe de 3^{ème}

-0,166 (0,149) -0,018 (0,142) **-0,334*** (0,173) -0,171 (0,210) **-0,851**** (0,367) -0,124 (0,143) **-0,355*** (0,175) **-0,294*** (0,174) -0,232 (0,972) **-0,318**** (0,131)

R² 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 des auteurs 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.

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 points et de 0,282 lorsque ces coefficients sont estimés par variables instrumentales pour l'ensemble des élèves (Tableau 5.2). 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 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 points 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 5.1. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

Tableau 12 : L'impact de la taille de classe de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet : régressions (IV) par catégories (I)

| 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 | |
| | | Elév. < Médiane | Elév. > Médiane | Oui | Non | Défavorisée | Favorisée | Zep | Hors Zep |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| Taille de classe de 3 ^{ème} (s.e.) | -0,216 *** (0,016) | -0,172 *** (0,018) | -0,056 *** (0,015) | -0,168 *** (0,030) | -0,223 *** (0,020) | -0,218 *** (0,023) | -0,186 *** (0,024) | -0,597 *** (0,071) | -0,196 *** (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 |
| R ² | 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 des auteurs à partir de la base DNB 2004, de la base Scolarité 2003-2004 et des fichiers Thèmes 2003-2004 (thème 0 et thème 8)

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 points lorsque l'estimation est menée pour l'ensemble des élèves. Si on estime cet impact séparément en fonction de la 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 5.4. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (*), 5% (**) ou 1% (***).

Tableau 13 : L'impact de la taille de classe de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet : régressions (IV) 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 classe de 3 ^{ème} (s.e.) | -0,255 *** (0,044) | -0,217 *** (0,042) | -0,032 (0,039) | -0,136 *** (0,042) | -0,313 *** (0,034) |
| Variables sociodémographiques | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contexte de scolarisation | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R ² | 0,278 | 0,300 | 0,305 | 0,314 | 0,298 |
| N. Obs. | 127 842 | 108 407 | 74 951 | 109 169 | 160 510 |

Source : Calculs des auteurs à partir de la base DNB 2004, de la base Scolarité 2003-2004 et des fichiers Thèmes 2003-2004 (thème 0 et thème 8)

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 points lorsque l'estimation est menée pour l'ensemble des élèves (Tableau 5.5.). 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 classe de troisième provoque une diminution de 0,255 points pour les enfants de cadres, contre 0,313 points pour les enfants d'ouvriers par exemple. Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 5.4. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (*), 5% (**) ou 1% (***).

6. L'impact de la taille des classes : estimations pour les lycées

6.1. Résultats des estimations OLS

Les estimations pour le lycée portent sur les élèves des classes de première et de terminale des séries générales⁸¹, 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 terminale⁸², qui exclut bien évidemment 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 LV1, par exemple) sont obtenues dans des matières où les enseignements se déroulent pour une partie des élèves en sous-groupes et non en classes entières⁸³.

⁸¹ Instituées en 1993, les séries générales du baccalauréat sont actuellement : ES (économique et social), L (littéraire), S (scientifique)

⁸² Score moyen pondéré par les coefficients applicables aux différentes matières compte tenu de la série de l'élève.

⁸³ 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.

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 estimations⁸⁴.

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 par exemple, les élèves issus de familles favorisées fréquentent des classes comprenant en moyenne 29,03, contre 28,29 pour les élèves défavorisés.⁸⁵ Là encore, ce constat se trouve confirmé quelque 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 sociologique 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. On constate ainsi 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 classes⁸⁶.

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 14 indique que sans variables de contrôle, une

⁸⁴ L'interprétation du coefficient sur le score moyen obtenu en terminale reste, elle, sujette à cette critique, mais il est possible de comparer ce coefficient à celui obtenu pour les matières enseignées en classes entières.

⁸⁵ Cf. section 3.2, tableau 3.

⁸⁶ Cf. annexe D, tableau D1. 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 extrêmes 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 14 : L'impact de la taille de classe 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 classe (s.e.) | 0,095*** (0,031) | -0,018 (0,036) | -0,018 (0,037) | -0,052* (0,029) | -0,041 (0,031) | -0,027 (0,062) | 0,043 (0,050) | -0,027 (0,053) | -0,017 (0,054) | 0,075** (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 |
| R ² | 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 des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP) et des bases Scolarité 2001 à 2003 (MEN-DEP).

Lecture : Les coefficients sont estimés par une régression linéaire MCO 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 classe sur ce score au baccalauréat à variables de contrôle données. Ainsi sans contrôles, quand la taille de classe de terminale augmente d'un élève, le score moyen au baccalauréat augmente de 0,095 points (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). Lorsqu'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 points. 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 points.

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 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*.

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 socio-démographiques 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.

6.2. Résultats des estimations par variables instrumentales

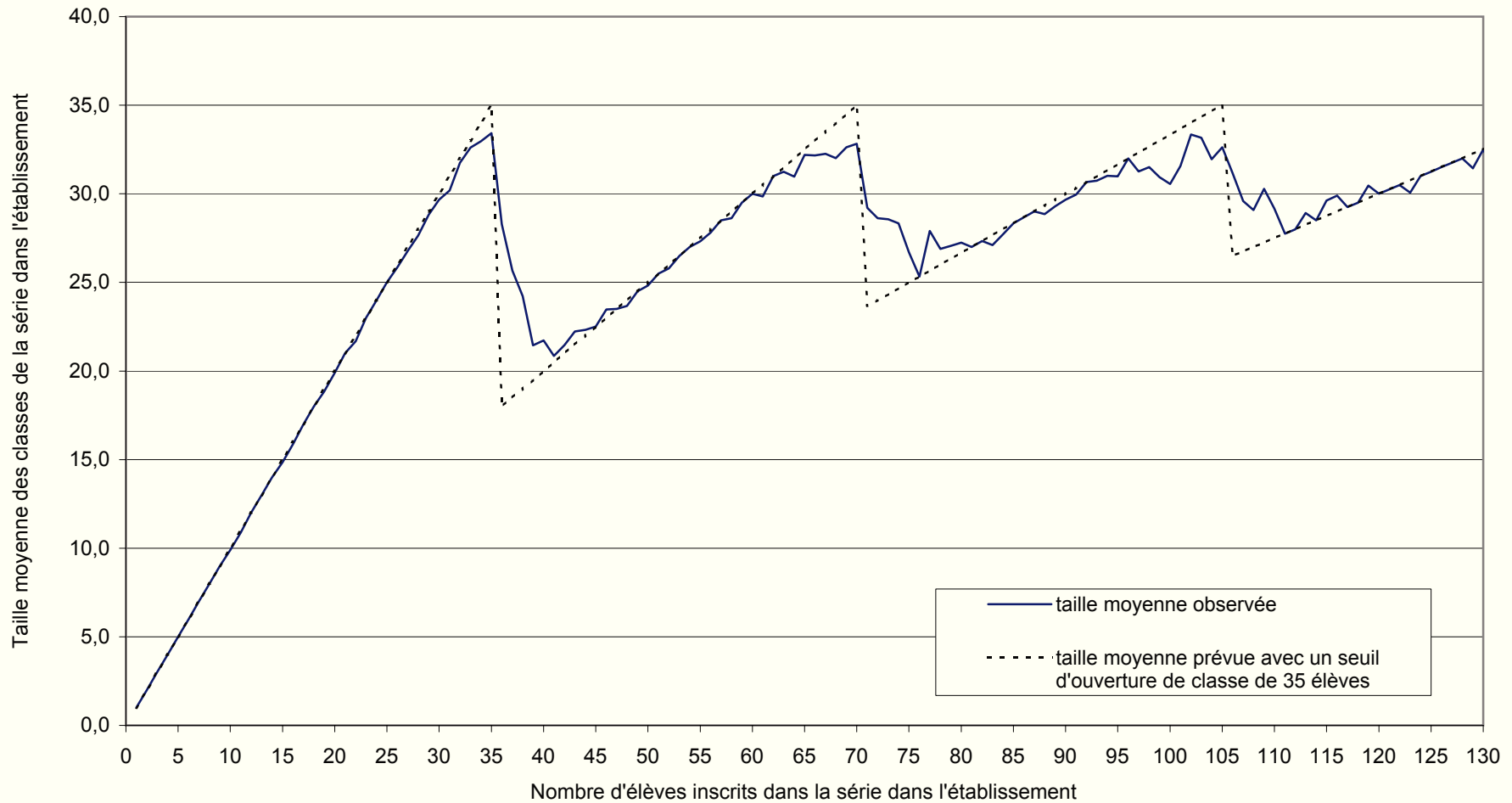
Les seuils d'ouverture et de fermeture de classes semblent appliqués plus rigoureusement encore au lycée qu'au collège ou au primaire. Le profil des tailles de classe, pour les classes de première et de terminale, est très différent de celui constaté au collège.⁸⁷ Les classes sont beaucoup plus chargées (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, s'il n'est, comme au primaire et au collège, pas explicitement imposé au plan national, trouve néanmoins 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 ».⁸⁸ Cet objectif semble avoir été appliqué de façon stricte.

Pour l'application du seuil d'ouverture de taille 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

⁸⁷ Cf. annexe D, graphiques D1 à D4.

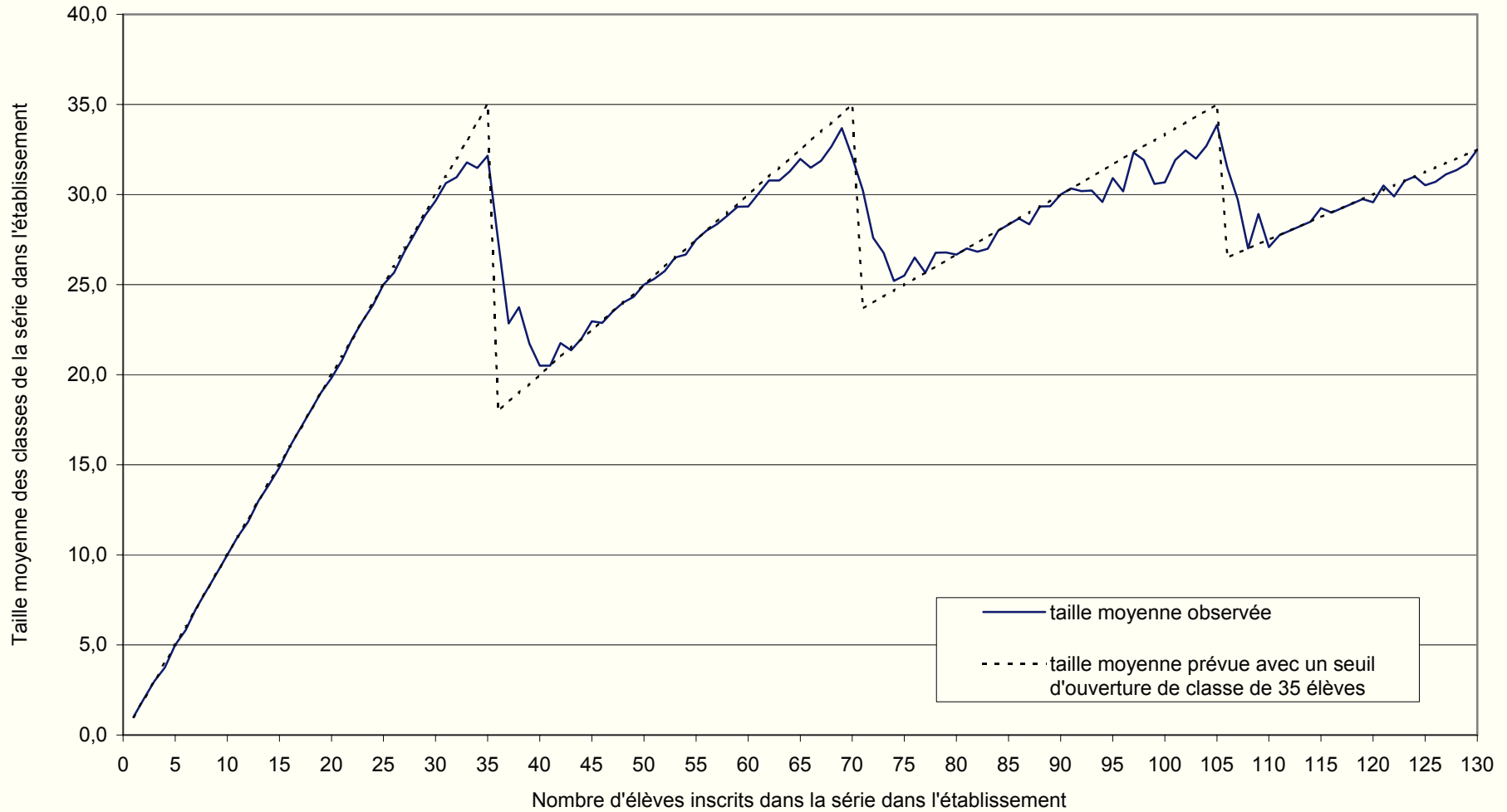
⁸⁸ Rapport intitulé « Les missions et les objectifs fixés par la nation » (loi d'orientation du 10/07/1989).

Graphique 13 : La taille moyenne des classes de première générale en fonction du nombre d'élèves inscrits dans la série correspondante en 2000-2001



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 2000-2001 (*Thème 8 & Thème sp*) (MEN-DEP)

Graphique 14 : La taille moyenne des classes de terminale générale en fonction du nombre d'élèves inscrits dans la série correspondante en 2001-2002



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 2000-2001 (*Thème 8 & Thème sp*) (MEN-DEP)

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^{ème} élève dans cette série provoquera l'ouverture d'une seconde classe de terminale scientifique. Les graphiques 13 et 14 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.⁸⁹

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 étant non significatif. Le coefficient estimé en appliquant la méthode par variables instrumentales 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 aussi dans la mesure où les coefficients sont estimés moins précisément avec les variables instrumentales (cf. tableau 15). 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 est très faible, et si l'estimation est relativement imprécise, elle permet toutefois d'exclure l'existence d'un effet supérieur à -0.10 points par élève supplémentaire : l'effet de la taille des classes sur les résultats obtenus en terminale est en tout état de cause très limité. L'impact de la taille de classe de terminale apparaît en outre non significatif quelque soit la matière considérée, les coefficients obtenus étant même légèrement positifs pour certaines matières.

Les régressions par catégorie⁹⁰, que présente le tableau 16, rejoignent cette conclusion générale : les effets de la taille des classes paraissent faibles, pour les catégories 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

⁸⁹ Les régressions de première étape présentées en annexe (tableau D1) confirment cette impression graphique, les coefficients de ces régressions atteignant les niveaux les plus élevés pour le lycée.

⁹⁰ 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 15 : L'impact de la taille de classe sur les notes au baccalauréat - estimations par variables instrumentales (IV)

| Variable dépendante : | OLS | IV | | | | | |
|--------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|
| | Terminale | Terminale | | | | | Première |
| | Note moyenne | Note moyenne | Maths | Philo | LV1 | Hist. Géo. | Français |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| Moyenne | 54,37 (12,04) | 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 classe (s.e.) | -0,041 (0,031) | -0,045 (0,052) | -0,061 (0,117) | -0,016 (0,088) | -0,058 (0,095) | 0,087 (0,095) | 0,064 (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 |
| R ² | 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 des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP), des bases Scolarité 2001 à 2003 et fichiers Thèmes 2001 à 2003 (MEN-DEP).

Lecture : Quand la taille de classe de terminale augmente d'un élève, le score obtenu au baccalauréat diminue de 0,041 points si on l'estime par une régression OLS (colonne (1)), et diminue de 0,045 points quand il est estimé à l'aide de variables instrumentales (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 6.1. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

Tableau 16 : L'impact de la taille de classe de terminale sur les notes au baccalauréat - estimations IV, régressions par catégories

| | Terminale | | | | | | | | |
|------------------|---------------------|--|-----------------|-------------------------------|-----------------|---|---------|------------------------|---------------|
| | (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 classe | -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) |
| R ² | 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 des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP), des bases Scolarité 2001 à 2003 et fichiers Thèmes 2001 à 2003 (MEN-DEP)

Lecture : Quand la taille de 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 6.1. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

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 17 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 élevé 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.

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.

Tableau 17. L'impact de la taille des classes de quatrième et de troisième sur le score au contrôle continu du brevet selon l'orientation future des élèves

| 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 (s.d.) | 54,88 (14,11) | 60,85 (11,45) | 65,99 (10,48) | 54,88 (14,11) | 60,85 (11,45) | 65,99 (10,48) |
| Taille de classe (s.e.) | -0,122 (0,125) | -0,286** (0,132) | -0,378** (0,192) | -0,282** (0,134) | -0,303** (0,151) | -0,243*** (0,198) |
| R ² | 0,559 | 0,448 | 0,383 | 0,555 | 0,445 | 0,390 |
| N. Obs. | 8806 | 6061 | 3446 | 9 042 | 6223 | 3525 |

Source : Calculs des auteurs 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.

Lecture : L'impact de la taille de 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 points 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 de -0,286 points par élève supplémentaire. Pour les élèves qui vont ensuite fréquenter une terminale générale, l'effet est de -0,378 points par élève supplémentaire. Les spécifications des régressions sont similaires à celles de la colonne (2) du tableau 5.2. Les variables de contrôle utilisées sont les mêmes que celles décrites dans le tableau 5.1. Les astérisques indiquent la significativité des coefficients, au seuil de 10% (*), 5% (**) ou 1% (***).

7. Le ciblage des moyens permet-il de réduire les inégalités scolaires?

7.1. Comparaison des effets obtenus pour les différents niveaux d'enseignement

Nous avons rassemblé sur le tableau 18 les principaux résultats obtenus au niveau des écoles primaires, des collèges et des lycées. Les coefficients retenus ici sont ceux obtenus 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). Les résultats obtenus jusqu'ici peuvent se résumer de la façon suivante : une réduction de taille de classes d'un élève conduit à une progression du score obtenu par les élèves d'environ 0,3-0,4 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 plus directement comparables entre niveaux d'enseignements, il est utile de diviser ces coefficients par l'écart-type de l'indicateur de réussite scolaire utilisé. On constate dans ce cas que, d'après nos estimations centrales, une réduction de taille de classes d'un élève conduit à une progression du score équivalent à environ 2,5-3% d'un écart-type au primaire, 1-1,3% d'un écart-type au collège, et à peine 0,4% d'un écart-type au lycée (cf. tableau 18). 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 faibles au collège qu'en primaire, et environ trois fois plus faibles au lycée qu'au collège. Tous nos coefficients souffrent certes d'imprécisions liées à la taille limitée des échantillons utilisées, mais les écarts-types des coefficients estimés permettent de conclure sans ambiguïté possible que ces forts différentiels d'impacts entre niveaux d'enseignement sont statistiquement significatifs.

Tableau 18 : Comparaison de l'ampleur des effets suivant les niveaux d'enseignements

| Classe | Indicateur de résultat | Impact d'un élève supplémentaire (estimations IV, scores sur 100 points) | Ecart-type de l'indicateur de résultat | Taille de l'effet (évolution du score par élève supplémentaire, en pourcentage d'écart-type) |
|---|------------------------|--|--|--|
| | | (1) | (2) | (3) |
| Ecoles primaires (CE1) | Mathématiques | -0,450 | 15,13 | -3,0% |
| | Français | -0,340 | 15,49 | -2,2% |
| | Moyenne | -0,390 | 14,25 | -2,7% |
| Collèges (Troisième générale) | Mathématiques | -0,200 | 24,85 | -0,8% |
| | Français | -0,190 | 16,84 | -1,1% |
| | Moyenne | -0,220 | 16,56 | -1,3% |
| Lycées (Terminale générale) | Mathématiques | -0,060 | 21,17 | -0,3% |
| | Moyenne | -0,045 | 11,46 | -0,4% |

Lecture : Une augmentation de la taille de classe de CE1 implique une baisse du score moyen obtenu en début de CE2 de 0,390 points. En troisième générale, une augmentation d'un élève de la taille de classe provoque une baisse de la moyenne obtenue aux examens terminaux du brevet de 0,220 points. En terminale générale, cette même augmentation provoque une baisse de 0,045 points 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 augmentation d'un élève de la taille de classe fréquentée fait baisser de 2,7% d'écart-type le score moyen de l'élève, contre 1,3% en troisième générale, et 0,4% en terminale générale.

Note : Les coefficients repris sur la colonne (1) de ce tableau sont issus des tableaux 5 (écoles primaires; moyenne des coefficients IV(1) et IV(2)), 10 (collèges) et 15 (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). Les écarts-types repris sur la colonne (2) de ce tableau sont issus des tableaux 1, 2 et 3 (pour le collège les écarts-types des résultats à l'examen terminal ont été retenus).

7.2. Simulations de politiques de ciblage des moyens en faveur des ZEP

Les coefficients estimés, même ramenés en pourcentage d'écart-types de l'inégalité initiale, constituent des mesures relativement abstraites de l'impact possible des politiques de ciblage de moyens. Afin de se faire une idée de ce que signifient concrètement ces coefficients et de leur véritable ampleur, la meilleure façon de procéder consiste à les utiliser pour simuler quel pourrait être l'impact de politiques « grandeur nature » sur l'inégalité de réussite scolaire.

Examinons tout d'abord le cas du primaire (cf. tableau 19). La situation actuelle, définie par l'année 2003-2004, que nous prenons comme point de référence, peut se caractériser de la façon suivante : la taille moyenne des classes de CE1 est d'environ 20,9 dans les écoles classées en ZEP et de 22,8 hors ZEP (soit un différentiel de 1,9 élèves), et le score moyen aux évaluations de maths de début de CE2 est de d'environ 58,8 point en ZEP et 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. Si l'on raisonne à moyens globaux constants, ce qui est l'option retenue pour l'ensemble des réformes examinées ici, alors il en résulterait une hausse des tailles de classes en ZEP, compensée par une légère baisse hors ZEP, et la taille moyenne s'établirait partout à environ 22,5 élèves par classe. Si l'on retient un coefficient moyen de 0,70 pour les élèves de ZEP et de 0,25 pour les élèves hors ZEP, sur la base des estimations par variables instrumentales réalisées séparément pour les élèves socialement défavorisés et favorisés,⁹¹ alors on peut calculer que cette égalisation des moyens conduirait à faire tomber le score moyen des élèves de ZEP à environ 57,7 points, alors que celui des élèves hors ZEP monterait à 67,2 points, soit un écart de 9,5 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 14% de l'inégalité (cf. tableau 19).

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, si bien que la taille moyenne des classes en ZEP passerait de 20,9 à 15,9, ce

⁹¹ Cf. section 3, tableau 6.

Tableau 19: L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les écoles primaires

| | Situation actuelle (2003-2004): faible ciblage en faveur des ZEP | Réforme n°1: suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP, à moyens globaux constants) | Réforme n°2: fort ciblage en faveur des ZEP (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants) | Réforme n°3: très fort ciblage en faveur des ZEP (égalité des chances, à moyens globaux constants) |
|---|---|---|--|---|
| Taille de classe moyenne des classes en ZEP (CE1) | 20,91 | 22,51 | 15,91 | 10,69 |
| Taille de classe moyenne des classes hors ZEP (CE1) | 22,79 | 22,51 | 24,14 | 27,45 |
| Score évaluation CE2 des enfants en ZEP | 58,82 | 57,70 | 62,32 | 65,97 |
| Score évaluation CE2 des enfants hors ZEP | 67,14 | 67,21 | 66,80 | 65,98 |
| Ecart absolu en points | 8,32 | 9,51 | 4,48 | 0,00 |
| Impact de la réforme sur les inégalités ZEP vs non-ZEP (%) | | 14,3% | -46,1% | -100,0% |

Lecture : Actuellement (données 2003-2004), 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 14,4% de cet écart de réussite scolaire (l'écart passerait de 8,32 à 9,52 points, et $(9,52-8,32)/8,32=14,4\%$).

Note : Les coefficients tailles de classes retenus établir les simulations des réformes n°1,2 et 3 à partir de la situation actuelle sont -0,70 (ZEP) et -0,25 (hors ZEP). Les paramètres utilisés pour décrire la situation actuelle 2003-2004 (tailles de classes moyennes CE1 de 20,91 en ZEP et 22,79 hors ZEP (proportion ZEP: 14,0%) et scores moyens CE2 maths 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), à partir des trends observées de 1997-1998 à 2003-2004 sur les tailles de classes moyennes CE1, la proportion ZEP et les scores moyens CE2 (cf. tableaux A1 et B6-B7). Compte tenu de la faiblesse de ces trends, es résultats finaux obtenus pour l'impact des réformes dépendent peu des hypothèses retenues pour ces actualisations.

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 calculer que le score moyen en ZEP passerait à 62,3 points et celui hors ZEP à 66,8 points, soit un écart de 4,5 points, c'est-à-dire une réduction de l'ordre de 46% par rapport à la situation actuelle (cf. tableau 19). Cette réduction de 46% de l'inégalité de réussite scolaire entre ZEP et hors ZEP est d'autant plus spectaculaire que, d'après nos estimations, elle pourrait 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 considérable 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 point.⁹²

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'incertitude non négligeable. En dépit des limites évidentes inhérentes à ce type d'exercice, plusieurs facteurs nous conduisent cependant à penser que les ordres de grandeur obtenus (46% de réduction des inégalités en primaire pour 5 élèves de moins en ZEP) sont raisonnables, voire légèrement sous-estimés.

D'une part, les coefficients que nous avons retenus (0,70 en ZEP, 0,25 hors ZEP) sont relativement conservateurs. Il s'agit en réalité des coefficients obtenus en se concentrant sur les sous-échantillons constitués par l'ensemble des enfants dont la PCS parentale est dite « défavorisée » (coefficient : 0,715) et par l'ensemble des enfants dont la PCS parentale est dite « favorisée » (coefficient : 0,274), c'est-à-dire en divisant approximativement la population des enfants en deux moitiés égales.⁹³ Or les écoles ZEP représentent approximativement les 10-15% des écoles les plus défavorisées, et ont une composition sociale moyenne extrêmement défavorable. Même si la taille limitée des échantillons disponibles ne permet pas de s'en assurer

⁹² Il ne faut pas toutefois pas sous-estimer l'hostilité que susciterait une telle réforme théorique au sein des parents d'enfants hors ZEP : même si l'effet négatif sur la réussite de leurs enfants serait objectivement minimale, 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 étude.

⁹³ Cf. section 4, tableau 6.

avec certitude, tout dans le profil général des résultats obtenus laisse à penser que les coefficients que l'on obtiendrait si l'on pouvait réaliser des estimations séparées pour les écoles ZEP seraient en réalité supérieurs à 0,7. Cette conclusion est renforcée par les estimations réalisées pour le collège avec la base exhaustive DNB, qui contient suffisamment d'observations pour examiner séparément et de façon statistiquement robuste la sous-population ZEP, ce qui permet de constater que les coefficients obtenus sont significativement plus élevés lorsqu'on se restreint à un tel champ (plutôt par exemple qu'à la moitié des élèves les plus défavorisés).⁹⁴ Compte tenu des écarts-types non négligeables associés aux coefficients obtenus pour le primaire (écart-type de 0,189 pour le coefficient de 0,715), nous avons toutefois choisi de retenir un coefficient relativement conservateur de 0,7.

D'autre part, il est 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 (cf. par exemple section 4, graphique 8). 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. Par contre, il est bien évident qu'il serait hautement incertain d'utiliser ces coefficients pour prédire quel serait 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 : cela exigerait une réforme nettement plus drastique que la précédente, puisque la taille moyenne des classes devrait passer à environ 10,7 en ZEP et 27,5 hors ZEP (cf. tableau 19). 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 est bien clair que pour des variations d'une telle ampleur rien

⁹⁴ Cf. section 5 supra.

dans les expériences exploitées ne nous permet de nous assurer que cette hypothèse de linéarité soit justifiée.⁹⁵

Enfin, il convient de souligner que les coefficients ont été obtenus sans modifications des pratiques pédagogiques des enseignants, ou tout du moins sans modifications des pratiques autres que celles adoptés spontanément par lesdits enseignants. Il s'agit là d'un résultat important, 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.⁹⁶ Or il est bien évident que 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 pas accompagnées de dispositifs spécifiques d'accompagnement pédagogique et 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 grande 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. Mais nos résultats ne reposent pas sur de tels dispositifs, et permettent d'exclure l'hypothèse selon laquelle les enseignants laissés à eux-mêmes ne sauraient tirer parti de classes plus petites, par exemple parce que leur attention ou temps de travail effectif diminuerait autant que la taille des classes, si bien que l'attention par enfant et donc la réussite scolaire serait la même quelle que soit la taille des classes.⁹⁷ Sauf à supposer dans le cadre de notre expérience naturelle que les enseignants commencent dans un premier temps

⁹⁵ Le modèle théorique correspondant à ces simulations, et en particulier le calcul de l'optimum permettant d'égaliser les chances, sont présentés de façon détaillée dans Piketty (2004, 2006). Les données du panel primaire 1997 sont cohérentes avec l'hypothèse de linéarité, mais il est possible que des données plus complètes (en particulier avec un plus grand nombre d'observations) permettent d'identifier des non-linéarités, qui pourraient d'ailleurs aller dans les deux sens : le coefficient unitaire de 0,7 pourrait être plus faible pour des variations de 10 élèves que pour des variations de 5 élèves, mais il pourrait également être plus fort (c'est souvent l'hypothèse retenue).

⁹⁶ Cf. par exemple « 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*, Avis n°1, mars 2001.

⁹⁷ Ce raisonnement, selon lequel les réductions de tailles de classes seraient avant tout une revendication des enseignants visant à réduire leur temps de travail effectif, a été explicité dans différents modèles théoriques en économie de l'éducation. Cf. par exemple Lazear (2001).

par ne pas réduire leur attention (par exemple au cours de la première année suivant la réduction de taille de classe liée aux effets de seuil, qui est la seule année que nous considérons dans nos estimations), mais qu'ils finissent si la réduction se prolonge plusieurs années par s'adapter au nouvel environnement en réduisant leurs efforts, ce qui réduirait les effets d'autant. Il s'agit là d'une hypothèse relativement pessimiste sur la nature humaine, mais en toute rigueur envisageable, et que les données dont nous disposons ne permettent pas de tester rigoureusement.

Nous avons réalisé le même type de simulations pour les collèges et les lycées (cf. tableaux 20 et 21). Sans surprise, on constate que les différentes réformes envisagées ont un impact plus faible qu'au niveau du primaire. L'impact des réformes est quasiment imperceptible au niveau des lycées, ce qui permet de bien mesurer la différence entre un coefficient de 0,70 et un coefficient de 0,045. Les coefficients estimés pour les lycées sont tellement faibles que l'égalisation des résultats au baccalauréat exigerait une taille de classe moyenne de 0,45 en ZEP (soit plus de deux enseignants par élève), compensée par une taille moyenne de 163 élèves par classe hors ZEP (cf. tableau 21). Ces résultats n'ont évidemment aucun 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 à quel point un coefficient de 0,045 signifie concrètement que l'on ne peut sérieusement espérer réduire les inégalités scolaires entre grands adolescents à l'aide de réductions ciblées de tailles de classes.

De façon plus significative, signalons que nous avons retenu pour les collèges un coefficient moyen de 0,35 pour les élèves de ZEP et de 0,20 pour les élèves hors ZEP. Il s'agit là encore d'hypothèses relativement conservatrices, puisque nos estimations les plus robustes, établies à partir de la base exhaustive DNB des résultats des examens terminaux du brevet des collèges, indiquent pour la sous-population des élèves de ZEP un coefficient de 0,597, très précisément estimé (écart-type de 0,071).⁹⁸ Il est donc probable que les effets dans les collèges de ZEP de réformes grandeur nature serait en réalité sensiblement plus élevés que ceux indiqués sur le tableau 20. Compte tenu des incertitudes liées aux estimations pour

⁹⁸ Cf. section 5, tableau 12.

Tableau 20: L'impact des politiques ciblées de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire: simulations pour les collèges

| Simulations avec données brutes | Situation actuelle (2003-2004): faible ciblage en faveur des ZEP | Réforme n°1: suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP) | Réforme n°2: fort ciblage en faveur des ZEP (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants) | Réforme n°3: très fort ciblage en faveur des ZEP (égalisation des chances, à moyens globaux constants) |
|---|---|---|--|---|
| Taille de classe moyenne des classes en ZEP (troisième) | 22,37 | 24,74 | 17,37 | 11,34 |
| Taille de classe moyenne des classes hors ZEP (troisième) | 25,06 | 24,74 | 26,08 | 28,87 |
| Score brevet des collèges des enfants en ZEP | 50,64 | 49,81 | 52,39 | 54,50 |
| Score brevet des collèges des enfants hors ZEP | 55,26 | 55,32 | 55,06 | 54,50 |
| Ecart absolu en points | 4,62 | 5,51 | 2,67 | 0,00 |
| Impact de la réforme sur les inégalités ZEP vs non-ZEP (%) | | 19,3% | -42,3% | -100,0% |

| Simulations avec données corrigées (même inégalité initiale que pour le primaire) | Situation actuelle (2003-2004): faible ciblage en faveur des ZEP | Réforme n°1: suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP) | Réforme n°2: fort ciblage en faveur des ZEP (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants) | Réforme n°3: très fort ciblage en faveur des ZEP (égalisation des chances, à moyens globaux constants) |
|---|---|---|--|---|
| Taille de classe moyenne des classes en ZEP (troisième) | 22,37 | 24,74 | 17,37 | 5,72 |
| Taille de classe moyenne des classes hors ZEP (troisième) | 25,06 | 24,74 | 26,08 | 41,44 |
| Score brevet des collèges des enfants en ZEP | 50,64 | 49,81 | 52,39 | 56,47 |
| Score brevet des collèges des enfants hors ZEP | 59,75 | 59,81 | 59,54 | 56,47 |
| Ecart absolu en points | 9,11 | 10,00 | 7,15 | 0,00 |
| Impact de la réforme sur les inégalités ZEP vs non-ZEP (%) | | 9,8% | -21,5% | -100,0% |

Lecture : Actuellement (données 2003-2004), 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 19,4% de cet écart de réussite scolaire (l'écart passerait de 4,62 à 5,52 points, et $(5,52-4,62)/4,62=19,4\%$).

Note 1 : Les coefficients tailles de classes retenus établir les simulations des réformes n°1,2 et 3 à partir de la situation actuelle sont -0,35 (ZEP) et -0,20 (hors ZEP). Les paramètres utilisés pour décrire la situation actuelle 2003-2004 (tailles de classes moyennes troisième de 22,37 en ZEP et 25,06 hors ZEP (proportion ZEP: 10,8%) et scores moyens brevet des collèges de 50,64 en ZEP et 55,26 hors ZEP) ont été calculés en actualisant les paramètres observés dans le panel 1995 (cf. tableau 2), compte tenu des évolutions observées de 1995-1996 à 2003-2004 sur les tailles de classes moyennes troisième (cf. tableau A5). Compte tenu de la faiblesse de ces trends, es 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 ZEP et non-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 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 22.

Tableau 21: 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 (2003-2004): faible ciblage en faveur des ZEP | Réforme n°1: suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP) | Réforme n°2: fort ciblage en faveur des ZEP (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants) | Réforme n°3: très fort ciblage en faveur des ZEP (égalisation des chances, à moyens globaux constants) |
|---|---|---|--|---|
| Taille de classe moyenne des classes en ZEP (terminale) | 24,86 | 28,77 | 19,86 | 0,45 |
| Taille de classe moyenne des classes hors ZEP (terminale) | 28,83 | 28,77 | 28,94 | 162,69 |
| Score baccalauréat des enfants en ZEP | 47,13 | 46,95 | 47,36 | 48,23 |
| Score baccalauréat des enfants hors ZEP | 54,25 | 54,25 | 54,24 | 48,23 |
| Ecart absolu en points | 7,12 | 7,30 | 6,89 | 0,00 |
| Impact de la réforme sur les inégalités ZEP vs non-ZEP (%) | | 2,5% | -3,2% | -100,0% |

| Simulations avec données corrigées (même inégalité initiale que pour le primaire) | Situation actuelle (2003-2004): faible ciblage en faveur des ZEP | Réforme n°1: suppression des ZEP (suppression du ciblage des moyens en faveur des ZEP) | Réforme n°2: fort ciblage en faveur des ZEP (réduction de 5 élèves de la taille moyenne des classes en ZEP, à moyens globaux constants) | Réforme n°3: très fort ciblage en faveur des ZEP (égalisation des chances, à moyens globaux constants) |
|---|---|---|--|---|
| Taille de classe moyenne des classes en ZEP (terminale) | 24,86 | 28,77 | 19,86 | 0,47 |
| Taille de classe moyenne des classes hors ZEP (terminale) | 28,83 | 28,77 | 28,94 | 144,49 |
| Score baccalauréat des enfants en ZEP | 47,13 | 46,95 | 47,36 | 48,23 |
| Score baccalauréat des enfants hors ZEP | 53,43 | 53,43 | 53,43 | 48,23 |
| Ecart absolu en points | 6,30 | 6,48 | 6,07 | 0,00 |
| Impact de la réforme sur les inégalités ZEP vs non-ZEP (%) | | 2,8% | -3,6% | -100,0% |

Lecture : Actuellement (données 2003-2004), 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, et $(7,30-7,12)/7,12=2,5\%$).

Note 1 : Les coefficients tailles de classes retenus établir les simulations des réformes n°1,2 et 3 à partir de la situation actuelle sont - 0,045 (ZEP et hors ZEP). Les paramètres utilisés pour décrire la situation actuelle 2003-2004 (tailles de classes moyennes terminale de 24,86 en ZEP et 28,83 hors ZEP (proportion ZEP: 1,3%) et scores moyens baccalauréat de 47,13 en ZEP et 54,25 hors ZEP) ont été calculés en actualisant les paramètres observés dans le panel 1995 (cf. tableau 2), compte tenu des évolutions observées de 1995-1996 à 2003-2004 sur les tailles de classes moyennes terminale (cf. tableau A7). Compte tenu de la faiblesse de ces trends, 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 ZEP et non-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 22.

les collèges (en particulier liées aux résultats du contrôle continu du brevet), et dans l'attente d'une exploitation plus systématique des bases exhaustives de résultats aux examens, nous avons choisi de retenir un coefficient moyen de 0,35. En outre, compte tenu du fait que les données disponibles n'ont pas permis de réaliser des estimations séparées pour les ZEP au niveau du primaire, l'adoption d'un coefficient de 0,597 pour les ZEP au collège aurait conduit à surévaluer artificiellement l'impact des réformes au collège par rapport au primaire (sauf à relever d'autant le coefficient de 0,7 adopté pour le primaire).

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 concernant l'ampleur de l'inégalité initiale entre enfants 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 ont déjà disparu au niveau de la 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 20 et 21 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/non-ZEP soit la même au niveau des collèges et lycées qu'au niveau du primaire.

Ce sont ces résultats corrigés que nous avons repris sur le tableau 22 pour synthétiser nos principales conclusions. La suppression des ZEP aboutirait d'après nos estimations à une progression des inégalités de réussite scolaire entre enfants ZEP et hors ZEP de 14% au primaire, 10% au collège et seulement 3% au lycée. La diminution de 5 élèves des tailles de classes de ZEP conduirait au contraire à une réduction des inégalités de 46% au primaire, 22% au collège et seulement 4% au

Tableau 22: Peut-on réduire les inégalités de réussite scolaire? Impact de quelques réformes sur l'inégalité entre élèves 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 | +14% | + 10% | + 3% |
| Réforme n°2: 5 élèves par classe de moins en ZEP | - 46% | - 22% | - 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 de 14% 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 de 46% de ces inégalités.

Note: Les résultats repris sur ce tableau sont issus des résultats détaillés des simulations indiqués sur les tableaux 19, 20 et 21 (réformes n°1 et 2, après corrections pour le collège et le lycée).

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.

7.3. Comparaison de l'ampleur des effets taille de classe avec les « peer effects »

Une autre façon de juger de l'ampleur des coefficients obtenus concernant l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire consiste à les comparer aux effets de la ségrégation sociale. Cette comparaison est d'autant plus naturelle qu'il s'agit là des deux outils de politique éducative les plus fréquemment évoqués pour réduire les inégalités scolaires : pour améliorer la réussite scolaire des enfants défavorisés, on peut soit donner plus de moyens aux écoles accueillant le plus grand nombre d'enfants défavorisés (ce qui s'apparente à une forme de « discrimination positive »), soit lutter contre la ségrégation sociale et faire en sorte que les enfants défavorisés ne se retrouvent pas uniquement entre eux et partagent les mêmes classes que les enfants favorisés (cette stratégie fondée sur l'intégration sociale est toujours extrêmement difficile à mettre en œuvre, mais il existe certains outils : carte scolaire, politique du logement,⁹⁹ voire *busing*). A un niveau général, il ne fait guère de doute qu'il faut jouer sur les deux tableaux, et faire à la fois de la discrimination positive et de l'intégration sociale : il faut à la fois faire en sorte que les élèves socialement les plus défavorisés ne se retrouvent pas dans des classes trop grosses et éviter qu'ils ne se retrouvent complètement ghettoïsés. Compte tenu du fait que ces politiques ont un coût humain et financier important, il est cependant utile d'en savoir plus sur leur efficacité relative. S'il s'avère que la raison profonde de l'inégalité de réussite scolaire est la ségrégation sociale, et que les tailles de classes de réduites ne peut qu'affecter à la marge cette inégalité, alors peut-être faut-il consacrer prioritairement les ressources disponibles à l'intégration sociale (et inversement si le contraire est vrai). Il est donc important de pouvoir comparer les coefficients obtenus pour l'impact de la taille des classes aux coefficients correspondants pour l'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire.

⁹⁹ L'obligation récemment faite à toutes les communes d'accueillir un certain pourcentage de logements HLM, ou bien encore la décision de la Ville de Paris d'acheter des immeubles dans le 16^{ème} arrondissement pour en faire du logement social, relèvent clairement de cette logique.

Il est malheureusement encore plus difficile d'obtenir des estimations non biaisées de l'impact causal des « peer effects » (ou « effets de contexte », « effets de voisinage ») que des estimations non biaisées de l'impact causal des tailles de classes. Une comparaison minutieuse des effets de tailles de classes et des « peer effects » déborderait de très loin le cadre de cette étude, et nous nous contenterons de donner ici quelques résultats préliminaires obtenus à partir du panel primaire 1997, afin d'illustrer l'intérêt potentiel de cette comparaison.¹⁰⁰

La façon la plus simple d'estimer l'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans le cadre du panel primaire 1997 est d'estimer une régression linéaire standard (OLS) du type :

$$s_i = a y_i + f x_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

où s_i est le score obtenu par l'élève i aux évaluations d'entrée en CE2, y_i représente un ensemble de variables mesurant l'environnement social de l'élève (pourcentage d'enfants de PCS favorisée dans la classe de l'élève, pourcentage d'enfants dont la mère a au moins le bac dans la classe de l'élève, pourcentage d'enfants étrangers dans la classe de l'élève, score moyen obtenu aux évaluations de CE2 par les élèves de la classe de l'élève, etc. – toutes ces variables étant bien sûr calculées en excluant l'élève lui-même), x_i représente un ensemble de caractéristiques individuelles observables constituant des variables de contrôle (PCS et diplôme des parents de l'élève, nationalité, score obtenu par l'élève aux évaluations de CP, etc.), et ε_i est le terme d'erreur. L'interprétation d'un coefficient a positif, par exemple sur le pourcentage d'enfants de PCS favorisée dans la classe de l'élève, est que pour des caractéristiques individuelles données, le fait de se retrouver en classe avec des élèves socialement favorisés conduit à de meilleurs scores aux évaluations de CE2 (ce qui peut par exemple s'expliquer par le fait que les élèves apprennent de leurs interactions avec leurs camarades de classe). Il s'agit du même type d'équation que l'équation OLS utilisée pour estimer les effets tailles de classes (cf. section 3,

¹⁰⁰ Cf. Piketty (2004, 2006) pour une comparaison plus détaillée.

équation (1)), à la différence près que ces derniers ont été remplacés par les « peer effects ».¹⁰¹

De la même façon que pour la taille des classes, les économistes et sociologues de l'éducation qui se sont intéressés à la question des « peer effects » se sont trouvés confrontés au problème de l'endogénéité du voisinage. Il est en effet fort probable que les coefficients estimés avec l'équation OLS donnent plus haut surestime le véritable impact causal du voisinage, dans la mesure où les caractéristiques non-observables qui font que les élèves se retrouvent dans des écoles plus ou moins favorisées sont corrélés avec la réussite scolaire. Ce sera par exemple le cas si, pour des caractéristiques socio-démographiques individuelles données, les parents les plus motivés pour mettre leur enfant dans une école favorisée sont aussi les parents qui investissent le plus de temps dans l'éducation de leur enfant.

Il est toutefois intéressant de noter que les coefficients estimés par régression OLS dans le cadre du panel primaire 1997, bien que probablement surévalués compte tenu du biais d'endogénéité, apparaissent relativement faibles par comparaison aux coefficients taille de classe. Par exemple, le coefficient obtenu lorsque y_i est définie par le pourcentage d'enfants de PCS favorisée dans la classe de l'élève est égal dans la première spécification à 1,373.¹⁰² Ce coefficient de 1,373 signifie que si, pour des caractéristiques socio-démographiques individuelles données, un élève passe d'une classe avec 0% d'élèves favorisés à une classe avec 100% d'élèves favorisés, alors le score qu'il obtiendra aux évaluations de maths de début de CE2 augmentera de 1,373 point. Il s'agit d'un impact relativement faible si on le compare au coefficient de 0,7 obtenu pour l'impact de la taille des classes : une taille de classe réduite de deux élèves a plus d'effet sur la réussite scolaire que de passer d'une classe avec 0% d'enfants favorisés à 100% d'enfants favorisés (et 10 fois plus d'effet qu'une augmentation de 10 points du pourcentage d'enfants favorisés, ce qui représente pourtant une politique d'intégration sociale déjà difficile à mettre en œuvre).¹⁰³

¹⁰¹ Des estimations jointes des effets tailles de classes et des peer effects sont présentées dans Piketty (2004). La conclusion générale est que les estimations des coefficients tailles de classes par variables instrumentales sont peu affectées par l'inclusion des peer effects.

¹⁰² Cf. Piketty (2004, tableau 5).

¹⁰³ Notons que ce coefficient relativement faible de 1,373 est cohérent avec les coefficients « peer effects » estimés par Duru-Bellat et al (2004, tableau 1, p.14) à partir d'un échantillon d'élèves de CE1 de l'académie de Dijon soumis à des évaluations de compétences en début et fin de CE1.

La faiblesse de cet effet est d'autant plus frappante que le coefficient a constitué probablement une surestimation du véritable impact causal de l'environnement. Cette conclusion doit certes être interprétée avec précaution, car on ne peut pas exclure que le biais d'endogénéité conduise au contraire à une sous-estimation de l'impact causal.¹⁰⁴ On notera toutefois que même en multipliant par deux ou trois les coefficients OLS obtenus pour les peer effects, ces derniers resteraient relativement faibles par comparaison aux effets tailles de classe. La conclusion n'est certes pas qu'il est inutile de lutter contre la ségrégation sociale, d'autant plus que cette dernière a probablement des effets négatifs à long terme qui vont très au-delà de l'impact sur les scores de début de CE2. Simplement, ces résultats fournissent un nouveau point de référence permettant de juger de l'ampleur des coefficients obtenus pour les tailles de classes, et de constater leur importance.

¹⁰⁴ Cf. Piketty (2004, 2006) pour différentes tentatives de correction du biais d'endogénéité, en particulier à partir de la méthode développée par Hoxby (2000), et qui consiste à exploiter les chocs démographiques locaux affectant la composition par sexe ou ethnique des classes pour obtenir des variations supposés exogènes du niveau scolaire moyen des classes et exploiter ensuite ces variations pour estimer l'impact causal du niveau scolaire moyen de la classe sur la réussite individuelle. Cette stratégie ne semble cependant pas pouvoir s'appliquer ici (ni peut-être plus généralement), car les différentes formes de capital social apportées par le voisinage ne semblent pas avoir des effets allant tous dans le même sens.

8. Conclusions et perspectives

La principale conclusion de cette étude est que des politiques réalistes de ciblage des moyens peuvent avoir un impact considérable sur la réduction des inégalités scolaires, mais que ces politiques gagneraient probablement à se concentrer sur les plus jeunes élèves. Il est sans doute illusoire de prétendre utiliser de telles politiques pour corriger les inégalités accumulées à l'âge de l'adolescence, âge pour lequel d'autres types de politiques sont probablement plus adaptés (comme par exemple des dispositifs d'admission préférentielle dans les filières sélectives du supérieur pour les élèves issus de lycées défavorisés). En revanche, pour ce qui est du primaire, et dans une certaine mesure du collège, nos résultats indiquent que la relative modestie des politiques de ciblage des moyens en faveur des écoles et collèges défavorisées actuellement en vigueur en France peut difficilement se justifier par l'idée selon laquelle de telles politiques ne marchent pas

Ces conclusions nous semblent raisonnablement fondées en l'état actuel des données et résultats disponibles, mais il est bien évident qu'elles demandent à être affinées, et que seules la multiplication d'estimations de cette nature et la mobilisation de nouvelles données permettront d'en évaluer la robustesse.

En particulier, une direction prioritaire de recherche, imparfaitement explorée dans cette étude, consisterait à exploiter de façon systématique les fichiers de résultats aux examens pour estimer l'impact des tailles de classe. L'exemple de l'utilisation de la base DNB 2004 (examen terminal du brevet des collèges) nous a montré tout l'intérêt de telles bases, d'une part parce qu'elles fournissent des indicateurs de réussite scolaire plus fiables que les notes de contrôle continu, et d'autre part et surtout parce que le grand nombre d'observations individuelles contenues dans ces bases administratives exhaustives permet d'exploiter les discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes de façon nettement plus précise que les données des panels. L'utilisation d'années supplémentaires des bases DNB et des bases de résultats au baccalauréat pourrait permettre d'affiner sensiblement les résultats présentés ici.

De telles bases de résultats aux examens n'existent pas pour le primaire, mais la mobilisation d'échantillons plus importants d'évaluations à l'entrée de CE2 et de 6^{ème} pourrait permettre de travailler avec un plus grand nombre d'observations. En

particulier, l'utilisation des échantillons constitués dans différentes académies apparaît prometteuse.

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). Des données au niveau académiques permettraient également de développer d'autres stratégies d'estimation, fondées par exemple sur les différentiels de trends démographiques et de tailles de classes entre académies.

Parmi les nombreuses autres imperfections de la présente étude, 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 trend de tailles de classes entre les deux secteurs. Par ailleurs, il est possible que l'impact des tailles de classes soit structurellement différents entre établissements publics et privés, et l'interaction avec la question plus générale de l'efficacité relative des deux secteurs mériterait d'être étudiée.¹⁰⁵ 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, comme par exemple la lutte contre la ségrégation sociale (cf. supra).

Si la présente étude pouvait contribuer à susciter de tels prolongements, l'objectif des auteurs serait atteint.

¹⁰⁵ Pour une première approche, cf. Valdenaire (2004).

Références bibliographiques citées dans le texte

J. Angrist et V. Lavy, « Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement », Quarterly Journal of Economics 114 (2) (1999), pp.533-574

Benabou, R., F. Kramarz et C. Prost, « Zones d'Education Prioritaire : Quels moyens pour quels résultats ? », Princeton et Crest, 2004

P. Bressoux, F. Kramarz et C. Prost, « Caractéristiques des enseignants, taille des classes et réussite des élèves : une estimation sur des classes de CE2 en 1991 », mimeo, Université de Grenoble et Crest, 2004

M. Browning et E. Heinesen, "Class Size, Teachers Hours and Educational Attainment", Working Paper 2003-15, University of Copenhagen

A. Brizard et F. Oeuvarard, « Ecoles rurales, écoles urbaines : performance des élèves en français et en mathématiques », Education et Formations 43 (1995), pp.105-111

O. Cosnefroy et T. Rocher, « Le redoublement au cours de la scolarité obligatoire : nouvelles analyses, mêmes constats », Les dossiers de l'éducation nationale n°166 (2005), Direction de l'évaluation et de la prospective

Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP), « L'évolution de la taille des classes dans les écoles du premier degré depuis 1960 », *Note d'information n°9645* (MEN-DEP, novembre 1996)

Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP), « L'évolution de la taille des classes et du nombre d'élèves par enseignant dans le second degré depuis trente ans », *Note d'information n°9738* (MEN-DEP, septembre 1997)

Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP), *Repères et références statistiques 2002, 2003* (MEN-DEP)

Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP), « L'expérimentation d'une réduction des effectifs en classes préparatoires », *Note d'évaluation* n°05-03 (MEN-DEP, avril 2005)

S. Dobbelsteen, J. Levin, et H. Oosterbeek, "The causal effect of class size on scholastic achievement: distinguishing the pure class size effects from the effects of changes in class composition", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64 (17), 2002, pp.17-38

E. Duflo, « Comment on "Educational Production in Europe" », *Economic Policy*, July 2005, pp.495-497

M. Duru-Bellat, S. Le Bastard-Landrier, C. Piquée et B. Suchaut, « Tonalité sociale du contexte et expérience scolaire des élèves au lycée et à l'école primaire », IREDU, 2004

Haut conseil à l'évaluation de l'école, « 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*, Avis n°1, mars 2001

C. Hoxby, "The Effect of Class Size on Student Achievement: Evidence from Population Variation", *Quarterly Journal of Economics* 115 (4) (2000a), pp.1239-1285

C. Hoxby, "Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation", NBER Working Paper 7867 (2000b)

Krueger, A.B., "Experimental Estimates of Education Production Functions", *Quarterly Journal of Economics* 114 (1999), pp.497-532

F. Oeuvarard, "Les performances en français et en mathématiques des écoles à classe unique", *Education et formations* 43 (1995), pp.113-116

E. P. Lazear, « Educational Production », *Quarterly Journal of Economics*, 2001

D. Meuret, « Les recherches sur la réduction de la taille des classes », Rapport pour le Haut conseil de l'évaluation de l'école (2001)

C. Moisan, « Les ZEP : bientôt vingt ans », Educations et formations n°61 (octobre-décembre 2001), pp.13-21

T. Piketty, « 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 », Document de travail Paris-Jourdan, 2004, 71p

T. Piketty, « Should we Reduce Class Size or School Segregation ? Theory and Evidence from France », Discussion Paper CEPR

D. Sims, "How Flexible is Educational Production? Combination Classes and Class Size Reduction in California", MIT, 2003

M. Thaurel-Richard, "Les progrès des élèves au CE2 en milieu rural", Education et formations 43 (1995), pp.117-123

M. Valdenaire, « Les écoles privées sont-elles plus efficaces que les écoles publiques ? Estimations à partir du panel primaire 1997 », mémoire de DEA, EHESS, 2004

M. Valdenaire, « Do Younger Pupils Need Smaller Classes? Theory and Evidence from France », Working Paper, 2006

L. Wössman, « Educational Production in Europe », Economic Policy, July 2005, pp.445-504

Liste des tableaux et graphiques à insérer dans le texte

Tableaux et graphiques de la section 3

Graphique 1 : La taille moyenne des classes dans les écoles primaires françaises, 1991-2004 (p. 29)

Graphique 2 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, 1991-2004 (p. 31)

Tableau 1 : Les résultats des évaluations de CP et CE2 dans le panel primaire 1997 - Statistiques descriptives (p. 33)

Graphique 3 : La taille moyenne des classes dans les collèges français, 1970-2004 (p. 35)

Graphique 4 : La taille moyenne des classes dans les lycées français (second cycle général et technologique), 1970-2004 (p. 36)

Graphique 5 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les collèges, 1995-2005 (p. 38)

Graphique 6 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les lycées (second cycle général et technologique), 1995-2005 (p. 39)

Tableau 2 : 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 (p. 41)

Tableau 3 : 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 (p. 42)

Tableaux et graphiques de la section 4

Tableau 4 : L'impact de la taille de classe sur la réussite scolaire : estimations « naïves » (OLS) (p. 44)

Graphique 7 : La taille moyenne des classes de CE1 en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 dans les écoles en 1998-1999 (écoles avec CE1 à cours unique) (p. 47)

Graphique 8 : Les résultats aux évaluations maths CE2 (rentrée 1999) en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 en 1998-1999 (écoles avec CE1 à cours unique) (p. 49)

Graphique 9 : Les résultats aux évaluations français CE2 (rentrée 1999) en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 en 1998-1999 (écoles avec CE1 à cours unique) (p. 50)

Graphique 10 : Les résultats aux évaluations de CP (rentrée 1997) en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 en 1998-1999 (écoles avec CE1 à cours unique) (p. 51)

Tableau 5 : L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire : estimations par variables instrumentales (IV) (p. 54)

Tableau 6 : L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire en fonction de l'origine sociale (p. 55)

Tableaux et graphiques de la section 5

Tableau 7 : L'impact de la taille de classe sur les notes au contrôle continu du brevet - estimations OLS (p. 67)

Tableau 8 : L'impact de la taille de classe sur les notes à l'examen terminal du brevet - estimations OLS (p. 69)

Graphique 11 : La taille moyenne des classes de quatrième générale en fonction du nombre d'élèves inscrits en quatrième générale en 1997-1998 (p. 71)

Graphique 12 : La taille moyenne des classes de troisième générale en fonction du nombre d'élèves inscrits en quatrième générale en 1998-1999 (p. 72)

Tableau 9 : L'impact de la taille de classe sur les notes au contrôle continu du brevet - estimations par variables instrumentales (IV) (p. 73)

Tableau 10 : L'impact de la taille de classe de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet, estimations par variables instrumentales (IV) (p. 76)

Tableau 11 : L'impact de la taille de classe sur les notes au contrôle continu du brevet : régressions (IV) par catégories (p. 77)

Tableau 12 : L'impact de la taille de classe de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet : régressions (IV) par catégories (I) (p. 78)

Tableau 13 : L'impact de la taille de classe de troisième sur les notes à l'examen terminal du brevet : régressions (IV) par catégories (II) (p. 79)

Tableaux et graphiques de la section 6

Tableau 14 : L'impact de la taille de classe sur les notes au baccalauréat - estimations OLS (p. 82)

Graphique 13 : La taille moyenne des classes de première générale en fonction du nombre d'élèves inscrits dans la série correspondante en 2000-2001 (p. 84)

Graphique 14 : La taille moyenne des classes de terminale générale en fonction du nombre d'élèves inscrits dans la série correspondante en 2001-2002 (p. 85)

Tableau 15 : L'impact de la taille de classe sur les notes au baccalauréat - estimations par variables instrumentales (IV) (p. 87)

Tableau 16 : L'impact de la taille de classe de terminale sur les notes au baccalauréat - estimations IV, régressions par catégories (p. 88)

Tableau 17 : L'impact de la taille des classes de quatrième et de troisième sur le score au contrôle continu du brevet selon l'orientation future des élèves (p. 90)

Tableaux et graphiques de la section 7

Tableau 18 : Comparaison de l'ampleur des effets suivant les niveaux d'enseignement (p. 92)

Tableau 19 : L'impact d'une politique ciblée de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire : simulations pour les écoles primaires (p. 94)

Tableau 20 : L'impact d'une politique ciblée de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire : simulations pour les collèges (p. 99)

Tableau 21 : L'impact d'une politique ciblée de réduction des tailles de classes en ZEP sur les inégalités de réussite scolaire : simulations pour les lycées (p. 100)

Tableau 22 : Peut-on réduire les inégalités de réussite scolaire? Impact de quelques réformes sur l'inégalité entre élèves ZEP et hors ZEP (p. 102)

Liste des tableaux et graphiques des annexes statistiques

Liste des tableaux et graphiques de l'annexe A (compléments à la section 3)

Tableau A1 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, 1991-2004 (p. 120)

Graphique A1 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, 1991-2004 (p. 121)

Tableau A2 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires d'Ile de France (p. 122)

Graphique A2 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires d'Ile de France, 1991-2004 (p. 123)

Tableau A3 : Les pertes d'observations dans l'enquête n°19 du fait des grèves administratives (p. 124)

Tableau A4 : 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 (p. 125)

Graphique A3 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, 1991-2004 (champ restreint aux établissements observés en 2003-2004) (p. 126)

Tableau A5 : La taille des classes dans les collèges français, 1960-2004 (p. 127)

Tableau A6 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les collèges français, 1995-2004 (p. 128)

Tableau A7 : La taille des classes dans les lycées français, second cycle général et technologique, 1966 – 2004 (p. 129)

Tableau A8 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les lycées français, second cycle général et technologique, 1995-2004 (p. 130)

Liste des tableaux et graphiques de l'annexe B (compléments à la section 4)

Tableau B1 : Les résultats aux évaluations de CE2 en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 dans l'école (p. 131)

Tableau B2 : L'impact des classes multiples sur la réussite scolaire: estimations "naïves" (OLS) (p. 132)

Tableau B3 : L'impact des classes multiples sur la réussite scolaire: estimations par variables instrumentales (p. 133)

Graphique B1 : Les cours multiples de CE1 en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 dans les écoles en 1998-1999 (p. 134)

Tableau B4 : L'impact du redoublement sur la réussite scolaire (p. 135)

Tableau B5 : L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire: estimations à partir des échantillons annuels d'évaluations CE2 (1998-2003) (p. 136)

Tableau B6 : Evolution de l'écart ZEP - hors ZEP aux évaluations de CE2 (1998-2002) (p. 137)

Tableau B7 : Evolution de l'écart ZEP - hors ZEP aux évaluations de CE2 et de la taille de la taille des classes, 1998-2002 (p. 138)

Liste des tableaux et graphiques de l'annexe C (compléments à la section 5)

Tableau C1 : Taille de classe de troisième générale et caractéristiques des élèves (p. 139)

Graphique C1 : Répartition des tailles de classe de quatrième générale dans les établissements publics en Zep et hors Zep en 1997-1998 (p. 140)

Graphique C2 : Répartition des tailles de classe de quatrième générale dans les établissements publics en Zep et hors Zep en 1997-1998 (p. 141)

Graphique C3 : Répartition des tailles moyennes des classes de quatrième générale par établissement dans les établissements publics en 1997 - 1998 (Zep / Hors Zep) (p. 142)

Graphique C4 : Répartition des tailles moyennes par établissement des classes de quatrième générale dans les établissements privés 1997-1998 (p. 143)

Graphique C5 : Répartition des tailles de classe de troisième générale dans les établissements publics en Zep et hors Zep en 1998-1999 (p. 144)

Graphique C6 : Répartition des tailles de classe de troisième générale dans les établissements privés en 1998-1999 (p. 145)

Graphique C7 : Répartition des tailles moyennes des classes de troisième générale par établissement dans les établissements publics en 1998 - 1999 (Zep / Hors Zep) (p. 146)

Graphique C8 : Répartition des tailles moyennes par établissement des classes de troisième générale dans les établissements privés en 1998-1999. (p. 147)

Liste des tableaux et graphiques de l'annexe D (compléments à la section 6)

Tableau D1 : Taille de classe de terminale générale et caractéristiques des élèves (p. 148)

Tableau D2 : Estimations par variables instrumentales (IV), régressions de première étape : la taille de classe observée en fonction de la taille de classe théorique (p. 149)

Graphique D1 : Répartition des tailles de classe de première générale en 2000-2001 (établissements publics) (p. 150)

Graphique D2 : Répartition des tailles de classe de première générale en 2000-2001 (établissements privés) (p. 151)

Graphique D3 : Répartition des tailles de classe de terminale générale en 2001-2002 (établissements publics) (p. 152)

Graphique D4 : Répartition des tailles de classe de terminale générale en 2001-2002 (établissements privés) (p. 153)

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% |

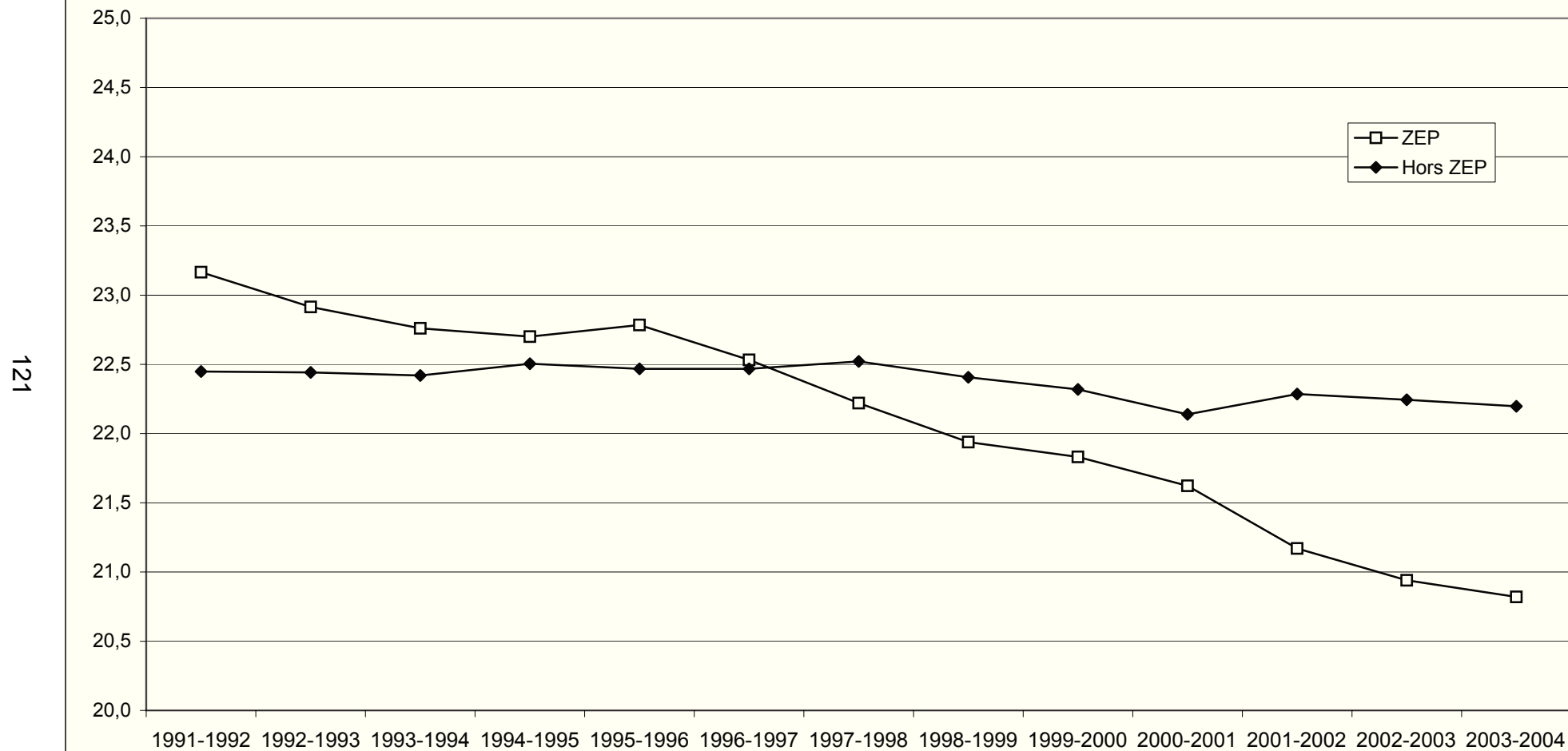
Source : Calcul des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (Enquête n°19, MEN-DEP) (public+privé)

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 de classes en faisant l'hypothèse implicite d'une répartition homogène des tailles de classe (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 et 2, et elle est comparable avec les tailles de classes moyennes calculées au niveau des élèves à l'aide du panel primaire (tableau 1). Le graphique A1 présente toutefois 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 de classes. 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). 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. En particulier, il s'agit plus souvent d'écoles situées en zone urbaine. Cette interprétation est confirmée par le fait que ce biais disparaît dès lors que l'on se restreint aux écoles de la Région Ile-de-France (cf. tableau A2 et graphique A2). On notera que le trend sur l'écart de tailles de classe ZEP/hors ZEP est le même dans tous les cas.

Graphique A1 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, 1991-2004



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (Enquête n°19, MEN-DEP) (cf. tableau A1)

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre de classes.

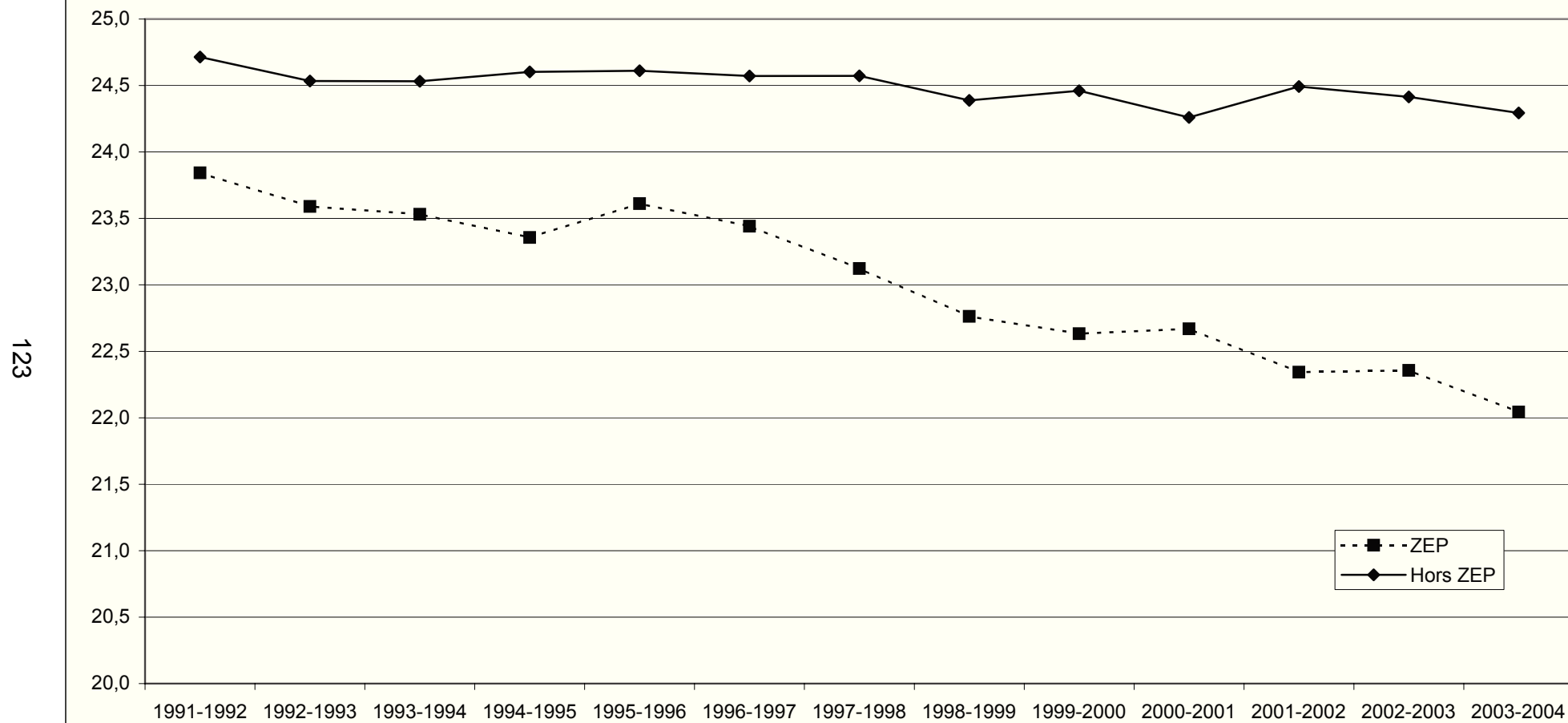
Tableau A2 : la taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires d'Ile de France

| | 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) classes | N. | (4) Taille moyenne [=(2)/(3)] | (5) % écoles ZEP | (6) % élèves ZEP |
| 1991-1992 | 594 | 65,902 | 2,764 | 23.8 | 5,963 | 691,727 | 27,989 | 24.7 | 6,557 | 757,629 | 30,753 | | 24.6 | 9.1% | 8.7% |
| 1992-1993 | 594 | 65,131 | 2,761 | 23.6 | 5,956 | 610,810 | 24,897 | 24.5 | 6,550 | 675,941 | 27,658 | | 24.4 | 9.1% | 9.6% |
| 1993-1994 | 595 | 64,733 | 2,751 | 23.5 | 5,962 | 610,120 | 24,870 | 24.5 | 6,557 | 674,853 | 27,621 | | 24.4 | 9.1% | 9.6% |
| 1994-1995 | 599 | 64,628 | 2,767 | 23.4 | 5,957 | 615,665 | 25,025 | 24.6 | 6,556 | 680,293 | 27,792 | | 24.5 | 9.1% | 9.5% |
| 1995-1996 | 376 | 41,603 | 1,762 | 23.6 | 3,850 | 369,111 | 14,998 | 24.6 | 4,226 | 410,714 | 16,760 | | 24.5 | 8.9% | 10.1% |
| 1996-1997 | 339 | 38,936 | 1,661 | 23.4 | 3,653 | 356,806 | 14,521 | 24.6 | 3,992 | 395,742 | 16,182 | | 24.5 | 8.5% | 9.8% |
| 1997-1998 | 607 | 62,965 | 2,723 | 23.1 | 5,925 | 622,610 | 25,338 | 24.6 | 6,532 | 685,575 | 28,061 | | 24.4 | 9.3% | 9.2% |
| 1998-1999 | 801 | 61,869 | 2,718 | 22.8 | 5,734 | 619,854 | 25,416 | 24.4 | 6,535 | 681,723 | 28,134 | | 24.2 | 12.3% | 9.1% |
| 1999-2000 | 1227 | 138,580 | 6,123 | 22.6 | 5,138 | 517,771 | 21,168 | 24.5 | 6,365 | 656,351 | 27,291 | | 24.1 | 19.3% | 21.1% |
| 2000-2001 | 393 | 34,798 | 1,535 | 22.7 | 1,998 | 181,294 | 7,473 | 24.3 | 2,391 | 216,092 | 9,008 | | 24.0 | 16.4% | 16.1% |
| 2001-2002 | 212 | 22,656 | 1,014 | 22.3 | 939 | 94,613 | 3,863 | 24.5 | 1,151 | 117,269 | 4,877 | | 24.0 | 18.4% | 19.3% |
| 2002-2003 | 235 | 24,078 | 1,077 | 22.4 | 1,055 | 99,831 | 4,089 | 24.4 | 1,290 | 123,909 | 5,166 | | 24.0 | 18.2% | 19.4% |
| 2003-2004 | 277 | 27,995 | 1,270 | 22.0 | 1,146 | 113,208 | 4,660 | 24.3 | 1,423 | 141,203 | 5,930 | | 23.8 | 19.5% | 19.8% |

Source : Calcul des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissement primaires (Enquête n°19, MEN-DEP) (public+privé) (Région Ile-de-France)

Lecture : Cf. tableau A1.

Graphique A2 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires d'Ile de France, 1991-2004



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (Enquête n° 19, MEN-DEP) (cf. tableau A2)

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre de classes.

Tableau A3 : 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 tableaux A1 et A2, 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 des tableaux A1 et A2). 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 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 le trend sur l'écart de tailles de classe ZEP/hors ZEP, qui demeure inchangé lorsque l'on se restreint pour toute la période au champ des écoles présentes en 2003-2004 dans l'enquête n°19 (cf. tableau A4 et graphique A3).

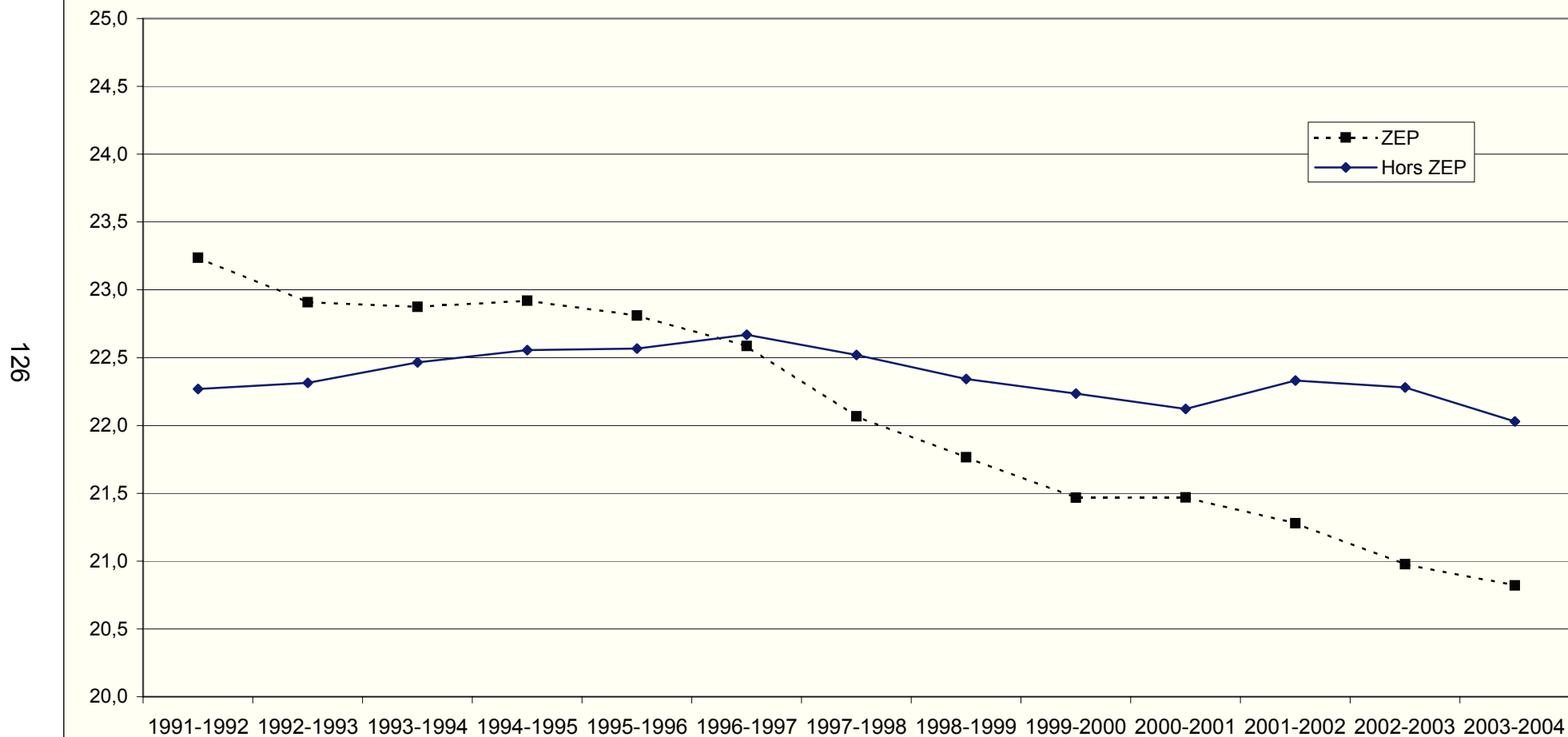
Tableau A4 : la taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, champ restreint aux établissements observés en 2003-2004 dans l'enquête n°19

| | 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 : Calcul des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissement primaires (Enquête n°19, MEN-DEP) (public+privé)

Lecture : Cf. tableau A3

**Graphique A3 : La taille moyenne des classes en ZEP et hors ZEP dans les écoles primaires, 1991-2004
(champ restreint aux établissements observés en 2003-2004)**



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (Enquête n°19, MEN-DEP) (cf. tableau A4)

Note : La moyenne présentée ici est une moyenne pondérée par le nombre de classes.

Tableau A5 : 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 des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" (MEN-DEP) pour la période 1993-2004, et des tableaux hors collection HC059 (MEN-DEP) 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 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 A6 : 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 des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1995-2004 (MEN-DEP) (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 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 A7 : 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 des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" (MEN-DEP) pour la période 1993-2004, et des tableaux hors collection HC059 (MEN-DEP) 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 A8 : 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 des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1995-2004 (MEN-DEP) (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.

Tableau B1: Les résultats aux évaluations de CE2 en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 dans l'école

| Nombre d'enfants inscrits en CE1 dans l'école | Taille moyenne des classes de CE1 | Score moyen aux évaluations Math CE2 (corrigé) | Score moyen aux évaluations Français CE2 (corrigé) | Score global moyen aux évaluations CP (corrigé) |
|--|--------------------------------------|---|---|--|
| 1-14 | 11,11 | 68,75 | 67,40 | 68,61 |
| [18] | (0,65) | (2,05) | (2,47) | (2,18) |
| 15-24 | 21,14 | 66,28 | 66,49 | 70,38 |
| [637] | (0,58) | (0,49) | (0,48) | (0,41) |
| 25-34 | 26,14 | 64,71 | 64,66 | 69,96 |
| [552] | (0,56) | (0,52) | (0,54) | (0,43) |
| 35-44 | 20,63 | 65,86 | 66,09 | 70,06 |
| [317] | (0,53) | (0,73) | (0,70) | (0,63) |
| 45-54 | 24,42 | 63,78 | 64,77 | 69,51 |
| [784] | (0,55) | (0,43) | (0,43) | (0,37) |
| 55-64 | 26,19 | 63,66 | 65,71 | 70,31 |
| [262] | (0,74) | (0,75) | (0,78) | (0,65) |
| 65-74 | 23,24 | 65,56 | 67,49 | 69,27 |
| [258] | (0,33) | (0,82) | (0,85) | (0,76) |
| 75-84 | 25,76 | 65,09 | 65,54 | 70,51 |
| [201] | (0,42) | (0,79) | (0,80) | (0,73) |
| 85 et plus | 25,05 | 66,27 | 66,76 | 68,71 |
| [166] | (0,60) | (0,89) | (1,10) | (0,94) |
| Total | 23,78 | 65,02 | 65,69 | 69,88 |
| [3 195] | | | | |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (MEN-DEP)

Lecture : cf. graphiques 8, 9 et 10.

Tableau B2: L'impact des classes multiples sur la réussite scolaire: estimations "naïves" (OLS)

Partie A: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999)

| Tous les élèves | | | | |
|----------------------------------|------------------|-------------------|-------------------|---------------------------|
| Taille de la classe de CE1 | 0,136 ** | -0,176 *** | -0,212 *** | |
| (s.e.) | (0,050) | (0,055) | (0,046) | |
| Classe de CE1 à cours multiples | 2,149 *** | 0,690 | 0,088 | |
| (s.e.) | (0,395) | (0,450) | (0,378) | |
| N. élèves CE1 (s.e.) | | | | -0,206 *** (0,044) |
| N. élèves CP (s.e.) | | | | -0,260 *** (0,068) |
| N. élèves CE2-CM1-CM2 (s.e.) | | | | -0,107 * (0,057) |
| Contrôles socio-démographiques | Non | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Non | Non | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [7 184] | [5 318] | [5 284] | [5 284] |

Partie B: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrée 1999)

| Tous les élèves | | | | |
|----------------------------------|------------------|-------------------|-------------------|---------------------------|
| Taille de la classe de CE1 | 0,147 ** | -0,182 *** | -0,219 *** | |
| (s.e.) | (0,052) | (0,055) | (0,046) | |
| Classe de CE1 à cours multiples | 2,459 *** | 0,963 ** | 0,384 | |
| (s.e.) | (0,404) | (0,447) | (0,381) | |
| N. élèves CE1 (s.e.) | | | | -0,216 *** (0,044) |
| N. élèves CP (s.e.) | | | | -0,207 *** (0,069) |
| N. élèves CE2-CM1-CM2 (s.e.) | | | | -0,114 ** (0,058) |
| Contrôles socio-démographiques | Non | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Non | Non | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [7 184] | [5 318] | [5 284] | [5 284] |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEP)

Lecture : Quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de maths de début de CE2 augmente de 0,147 point, et ce score de 2,459 points plus élevé quand la classe de CE1 est à cours multiples. Mais dès lors que l'on raisonne à caractéristiques socio-démographiques et score global obtenu aux évaluations de CP donnés ("toutes choses égales par ailleurs"), le score moyen diminue 0,205 point quand la taille de classe augmente d'un élève, et l'impact des cours multiples devient non significatif. Les variables de contrôles sont les mêmes que pour les régressions du tableau 2. Les coefficients ont été obtenus par régression linéaire MCO des scores sur la taille de classe et les variables de contrôle. Les étoiles indiquent la significativité des coefficients (***: significatif au seuil de 1% ; ** : 5% ; * : 10%). Les régressions dont les résultats sont reportée sur ce tableau portent sur l'ensemble des élèves de CE1 (cours uniques et multiples).

Tableau B3: L'impact des classes multiples sur la réussite scolaire: estimations par variables instrumentales

Partie A: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999)

| | Tous les élèves | | | |
|---|------------------------------|-----------------------------|---------------------------|-------------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV |
| Taille de la classe de CE1 (s.e.) | -0,199 *** (0,050) | -0,357 ** (0,181) | | |
| Classe de CE1 à cours multiples (s.e.) | 0,084 (0,401) | -1,374 (1,205) | | |
| N. élèves CE1 (s.e.) | | | -0,203 *** (0,048) | -0,252 * (0,147) |
| N. élèves CP (s.e.) | | | -0,264 *** (0,075) | -0,451 * (0,242) |
| N. élèves CE2-CM1-CM2 (s.e.) | | | -0,116 * (0,063) | -0,237 (0,250) |
| Contrôles socio-démographiques | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Oui | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [4 754] | [4 754] | [4 754] | [4 754] |

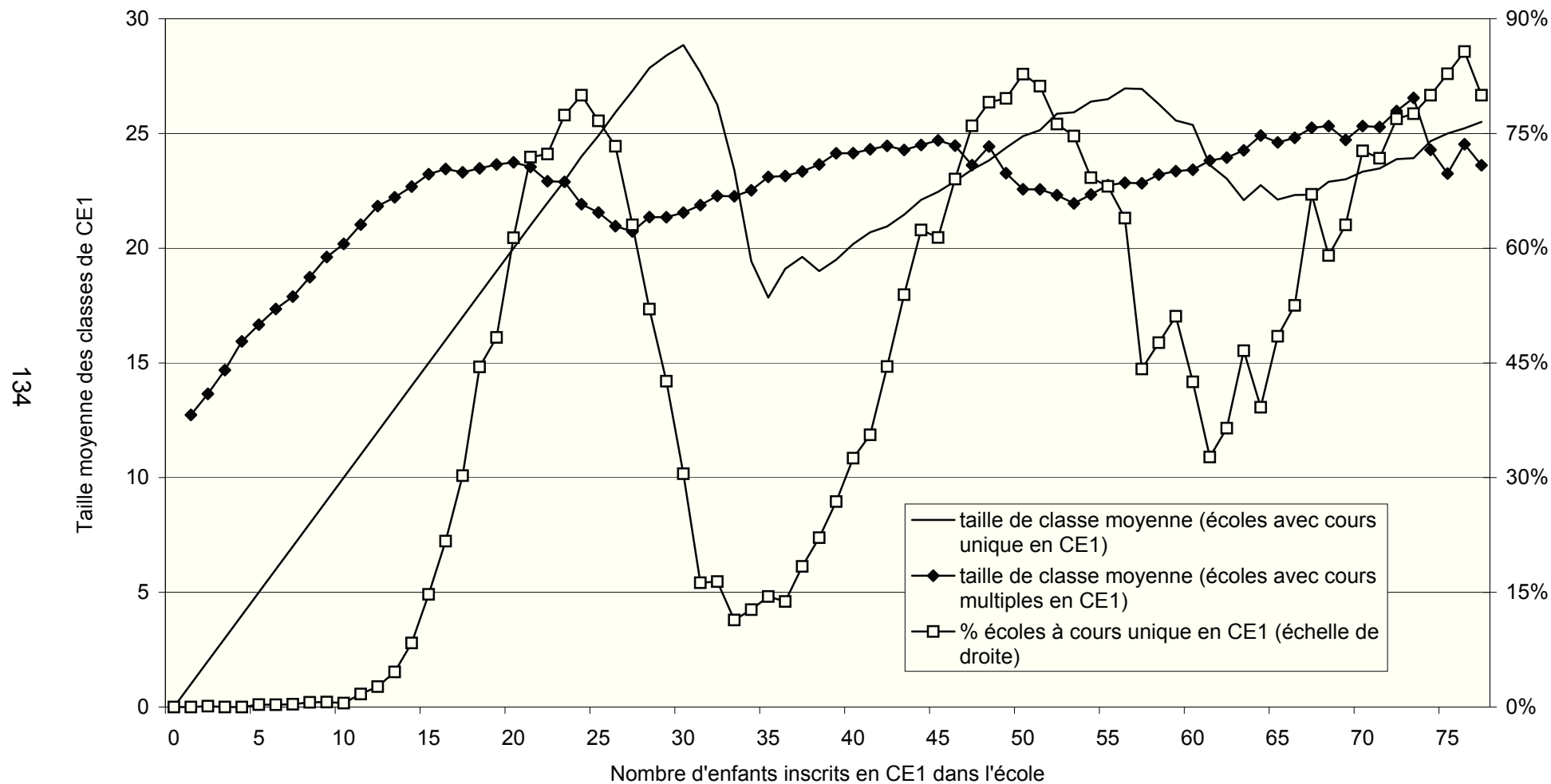
Partie B: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrée 1999)

| | Tous les élèves | | | |
|---|------------------------------|-------------------|---------------------------|----------------|
| | OLS | IV | OLS | IV |
| Taille de la classe de CE1 (s.e.) | -0,197 *** (0,051) | -0,201 (0,192) | | |
| Classe de CE1 à cours multiples (s.e.) | 0,245 (0,404) | -0,746 (1,210) | | |
| N. élèves CE1 (s.e.) | | | -0,192 *** (0,049) | -0,149 (0,148) |
| N. élèves CP (s.e.) | | | -0,188 ** (0,076) | -0,205 (0,244) |
| N. élèves CE2-CM1-CM2 (s.e.) | | | -0,124 * (0,064) | -0,201 (0,252) |
| Contrôles socio-démographiques | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Oui | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [4 754] | [4 754] | [4 754] | [4 754] |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (MEN-DEP)

Lecture : Quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de maths de début de CE2 augmente de 0,199 point, et ce score de 0,084 points plus élevé quand la classe de CE1 est à cours multiples. Si l'on effectue cette estimation par variables instrumentales et non par régressions naïves, ces coefficients passent à -0,357 et -1,374. Les variables instrumentales utilisées sont les nombres d'enfants inscrits en CP, CE1, CE2, CM1 et CM2 par tranche (0-14,15-24,25-34,...,75-84,85 et +). Les variables socio-démographiques de contrôles sont les mêmes que dans les régressions précédentes. Les étoiles indiquent la significativité des coefficients (***: significatif au seuil de 1% ; **: 5% ; * : 10%). Les régressions dont les résultats sont reportée sur ce tableau portent sur l'ensemble des élèves de CE1 (cours uniques et multiples).

Graphique B1: Les cours multiples de CE1 en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 dans les écoles en 1998-1999



Source: Calculs des auteurs à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19)

Tableau B4: L'impact du redoublement sur la réussite scolaire

| Partie A: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999 pour les non-redoublants, rentrée 2000 pour les redoublants)) | | | | |
|--|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|--------------------------|
| Tous les élèves | | | | |
| Redoublement en CP ou CE1 (s.e.) | -11,039 *** (0,732) | 4,367 *** (0,616) | 5,958 *** (0,769) | |
| Redoublement en CP (s.e.) | | | | 4,073 *** (1,069) |
| Redoublement en CE1 (s.e.) | | | | 7,161 *** (0,991) |
| Contrôles socio-démographiques | Non | Non | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Non | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [7 647] | [7 569] | [5 556] | [5 556] |
| Partie B: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrée 1999 pour les non-redoublants, rentrée 2000 pour les redoublants)) | | | | |
| Tous les élèves | | | | |
| Redoublement en CP ou CE1 (s.e.) | -8,557 *** (0,748) | 7,053 *** (0,635) | 8,153 *** (0,680) | |
| Redoublement en CP (s.e.) | | | | 5,791 *** (1,083) |
| Redoublement en CE1 (s.e.) | | | | 9,870 *** (1,004) |
| Contrôles socio-démographiques | Non | Non | Oui | Oui |
| Contrôle pour le score global CP | Non | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [7 647] | [7 569] | [5 556] | [5 556] |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (MEN-DEP)

Lecture : Le score obtenu aux évaluations de maths d'entrée en CE2 par les élèves ayant redoublé leur CP ou leur CE1 (et qui passent donc leurs évaluations d'entrée en CE2 à la rentrée 2000 et non pas la rentrée 1999) est en moyenne de 11,039 point plus faible que le score obtenu par les non-redoublants. Mais dès lors que l'on contrôle pour le score obtenu en CP, le score obtenu en CE2 par les redoublants est en réalité 4,367 point plus élevé que celui obtenu par les non-redoublants. Les variables socio-démographiques de contrôles sont les mêmes que dans les régressions précédentes. Les étoiles indiquent la significativité des coefficients (***: significatif au seuil de 1% ; **: 5% ; * : 10%). Les régressions dont les résultats sont reportée sur ce tableau portent sur l'ensemble des élèves de CE1 (cours uniques et multiples).

**Tableau B5: L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire:
estimations à partir des échantillons annuels d'évaluations CE2 (1998-2003)**

Partie A: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrées 1998-2003)

| | OLS | OLS | IV (1) | IV (2) |
|--------------------------------|------------------|---------|-------------------|------------------|
| Taille de la classe de CE1 | 0,294 *** | -0,028 | -0,264 *** | -0,200 ** |
| (s.e.) | (0,045) | (0,044) | (0,069) | (0,074) |
| Contrôles socio-démographiques | Non | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [8 950] | [8 787] | [8 787] | [8 787] |

Partie B: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrées 1998-2003)

| | OLS | OLS | IV (1) | IV (2) |
|--------------------------------|------------------|---------|-------------------|------------------|
| Taille de la classe de CE1 | 0,499 *** | 0,049 | -0,232 *** | -0,153 ** |
| (s.e.) | (0,048) | (0,044) | (0,069) | (0,075) |
| Contrôles socio-démographiques | Non | Oui | Oui | Oui |
| [N.obs.] | [8 982] | [8 819] | [8 819] | [8 819] |

Source : Calculs des auteurs à partir des échantillons annuels d'évaluations CE2 (sous-direction de l'évaluation, MEN-DEP) appariés avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19). Nous avons utilisés les échantillons nationaux d'évaluations CE2 1998-2003 et les échantillons académiques d'évaluations CE2 2001. Il s'agit d'échantillons de taille importante (environ 2500 observations par an pour les échantillons nationaux, et près de 15000 observations par an pour les échantillons académiques), mais l'appariement avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) conduit à perdre un grand nombre d'observations, compte tenu notamment de la grève administrative des chefs d'établissements primaires depuis 1999.

Tableau B6 : 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 |
| (1) Score en ZEP | 62,13 | 57,29 | 58,34 | 61,28 | 60,67 |
| (s.e.) | (0,72) | (0,59) | (0,94) | (0,89) | (0,82) |
| Nb. Obs. | 596 | 746 | 327 | 378 | 333 |
| (2) Score hors ZEP | 69,98 | 66,66 | 67,94 | 69,53 | 67,14 |
| (s.e.) | (0,34) | (0,36) | (0,38) | (0,39) | (0,31) |
| Nb. Obs. | 1 976 | 1 698 | 1 508 | 1 665 | 2 141 |
| (3) Ecart Brut Zep - Hors Zep (1) - (2) | -7,85 *** | -9,37 *** | -9,59 *** | -8,25 *** | -6,47 *** |
| (s.e.) | (0,73) | (0,67) | (0,92) | (0,92) | (0,85) |
| Nb. Obs. | 2571 | 2 443 | 1 834 | 2 042 | 2 473 |
| (4) Ecart Zep - Hors Zep | -5,70 *** | -5,80 *** | -5,14 *** | -3,04 *** | -1,75 * |
| (s.e.) | (0,80) | (0,83) | (1,03) | (1,15) | (0,99) |
| Contrôles socio-démographiques | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Nb. Obs. | 1 930 | 1 746 | 1 370 | 1 384 | 1 800 |
| Partie B - Ecart Zep - Hors Zep en Français | | | | | |
| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 |
| (1) Score en ZEP | 56,67 | 56,38 | 63,12 | 51,58 | 58,85 |
| (s.e.) | (0,78) | (0,63) | (0,88) | (0,91) | (0,90) |
| Nb. Obs. | 596 | 746 | 327 | 378 | 334 |
| (2) Score hors ZEP | 66,53 | 67,98 | 72,59 | 61,78 | 69,49 |
| (s.e.) | (0,37) | (0,36) | (0,36) | (0,40) | (0,34) |
| Nb. Obs. | 1 976 | 1 698 | 1 508 | 1 665 | 2 135 |
| (3) Ecart Brut Zep - Hors Zep (1) - (2) | -9,86 *** | -11,60 *** | -9,46 *** | -10,21 *** | -10,63 *** |
| (s.e.) | (0,79) | (0,69) | (0,87) | (0,95) | (0,94) |
| Nb. Obs. | 2571 | 2 443 | 1 834 | 2 042 | 2 473 |
| (4) Ecart Zep - Hors Zep | -6,07 *** | -7,32 *** | -4,18 *** | -4,80 *** | -4,38 *** |
| (s.e.) | (0,81) | (0,83) | (0,94) | (1,18) | (1,02) |
| Contrôles socio-démographiques | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Nb. Obs. | 1 930 | 1 746 | 1 370 | 1 384 | 1 800 |

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

Lecture : En 1998, les élèves de l'échantillon scolarisés en Zep ont obtenu en mathématiques un score de 62,13, alors que les élèves scolarisés dans des écoles hors Zep ont obtenu un score de 69,98 en moyenne. 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 socio-démographique des élèves entre Zep et hors Zep, l'écart à variables socio-démographiques données devient $-5,70$. Les variables de contrôle sont la 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 B7 : Evolution de l'écart ZEP - hors ZEP aux évaluations de CE2 et de la taille de la taille des classes, 1998-2002

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

Source : Calculs des auteurs à partir des échantillons annuels d'évaluation de CE2 de 1998 à 2002 et des fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19)

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 AX1, 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% (***)

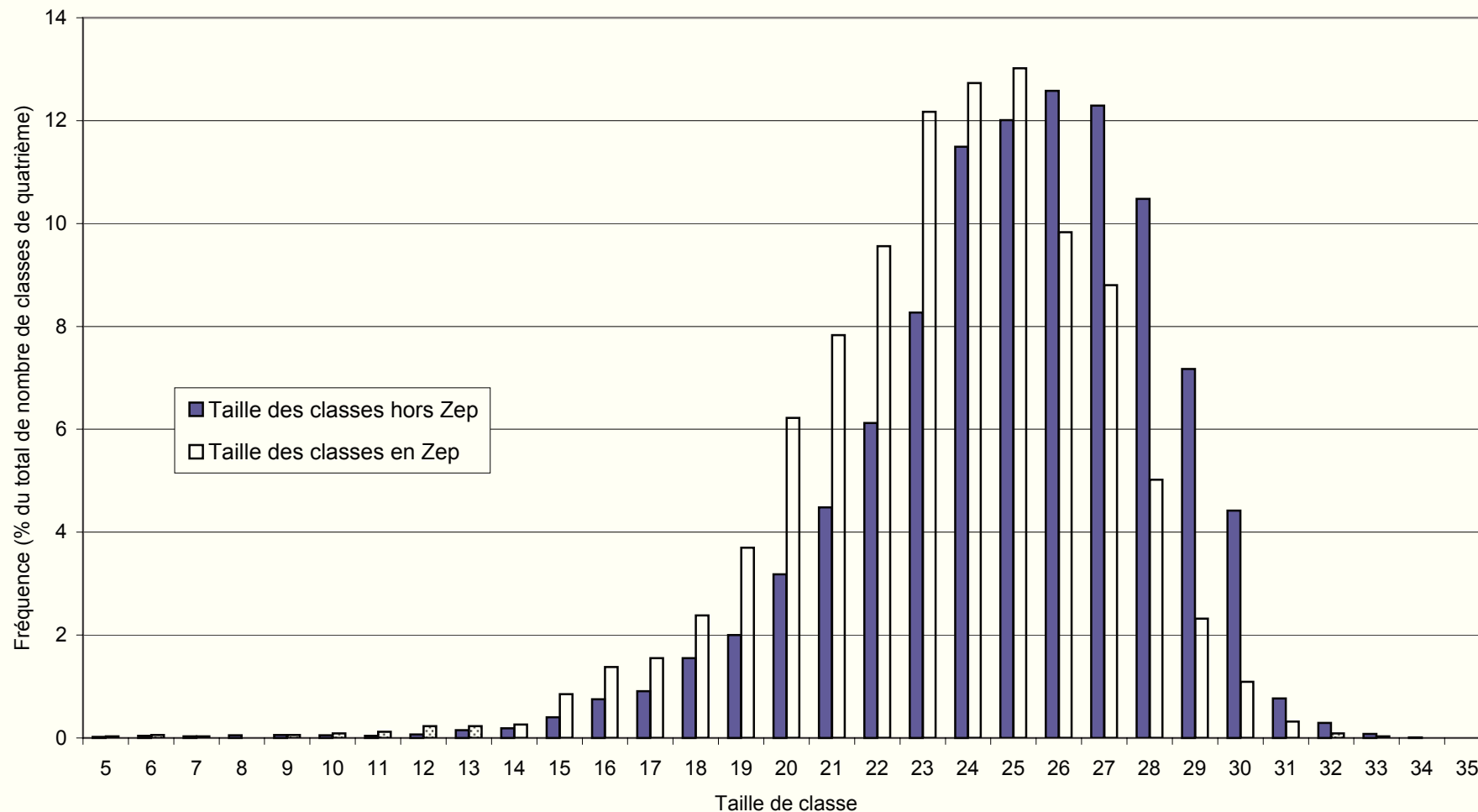
Tableau C1 : Taille de classe de troisième générale et caractéristiques des élèves

| | Ensemble des élèves | Taille de la classe fréquentée : | | |
|--|---------------------|----------------------------------|----------------------------|-----------------------|
| | | Taille de classe ≤ 23 | 24 ≤ Taille de classe ≤ 27 | Taille de classe ≥ 28 |
| Nb Obs | 14515 | 4159 | 6588 | 3768 |
| % | 100.0% | 28.7% | 45.4% | 26.0% |
| Score évaluations de sixième (s.d./s.e.) | 69,51 (13,64) | 65,35 (0,23) | 69,85 (0,17) | 73,50 (0,20) |
| Score contrôle continu brevet (s.d./s.e.) | 54,76 (14,13) | 51,94 (0,24) | 55,00 (0,19) | 57,48 (0,24) |
| % PCS favorisées (s.d./s.e.) | 48,3% (0,50) | 38,6% (0,008) | 48,1% (0,006) | 59,3% (0,007) |
| % Diplôme mère = bac ou+ (s.d./s.e.) | 43,8% (0,50) | 35,8% (0,008) | 42,9% (0,006) | 54,1% (0,008) |
| % Nat. Élève = étranger (s.d./s.e.) | 6,1% (0,24) | 7,8% (0,004) | 6,3% (0,003) | 3,9% (0,003) |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP)

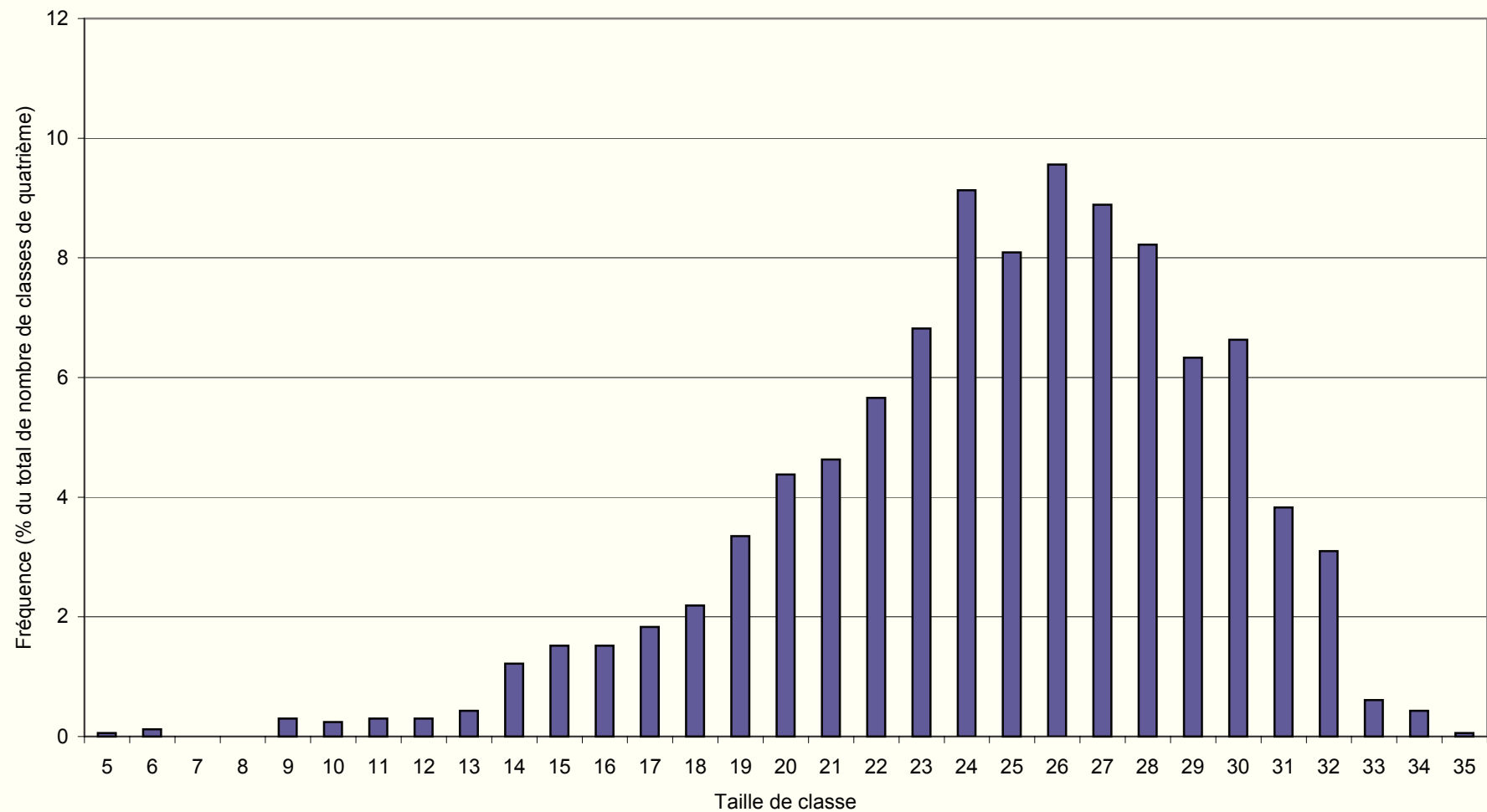
Lecture : Les élèves du panel secondaire 1995 qui fréquentent en troisième des classes de taille réduite (23 élèves ou moins) sont des élèves qui avaient obtenu en moyenne un score de 65,35 points aux évaluations de sixième. Les élèves qui sont scolarisés en troisième dans des classes de taille intermédiaire (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.

Graphique C1 : Répartition des tailles de classe de quatrième générale dans les établissements publics en Zep et hors Zep en 1997-1998



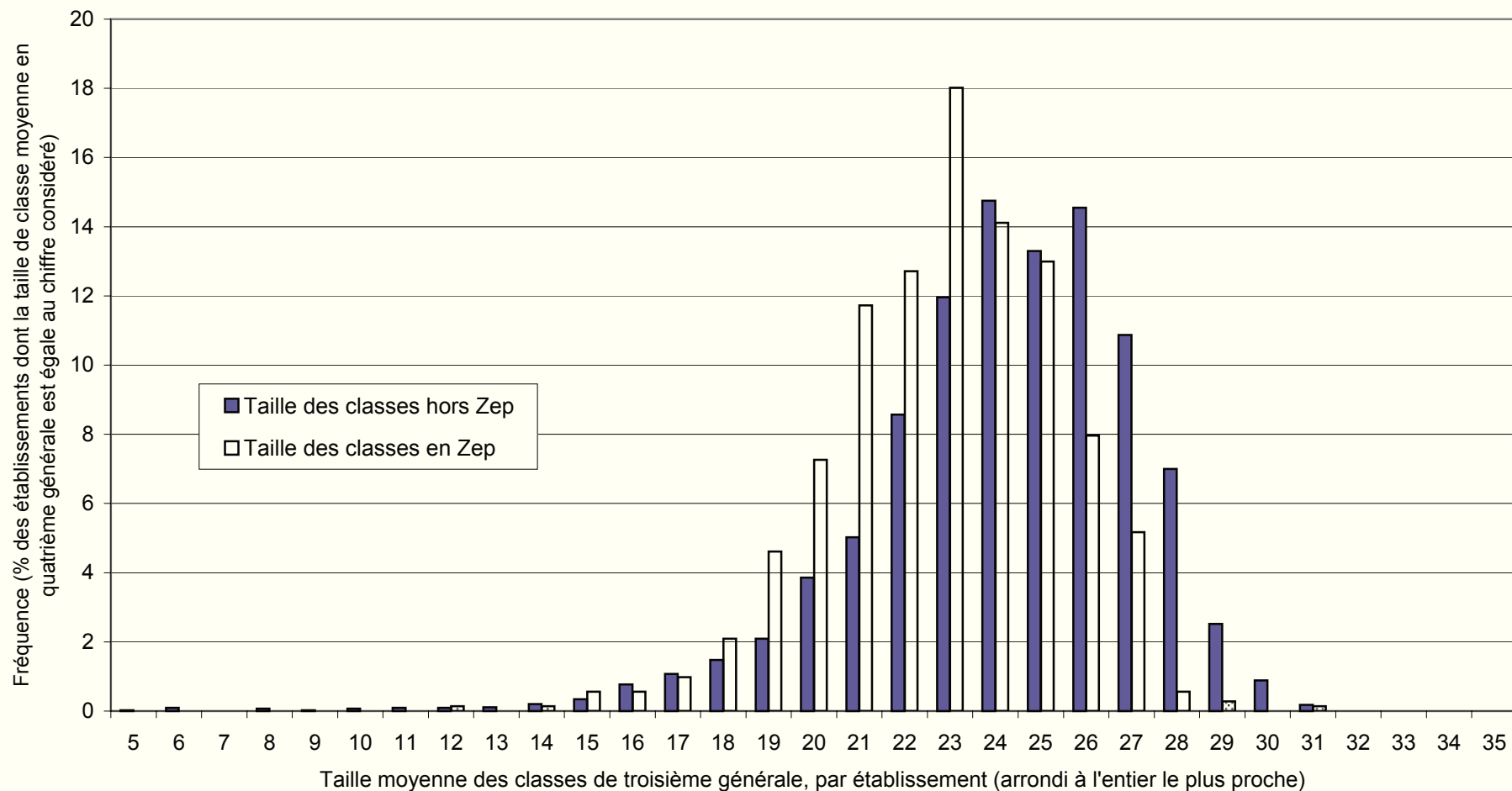
Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1997-1998 (*Thème sp & Thème 0*) (MEN-DEP)

Graphique C2 : Répartition des tailles de classe de quatrième générale dans les établissements publics en Zep et hors Zep en 1997-1998



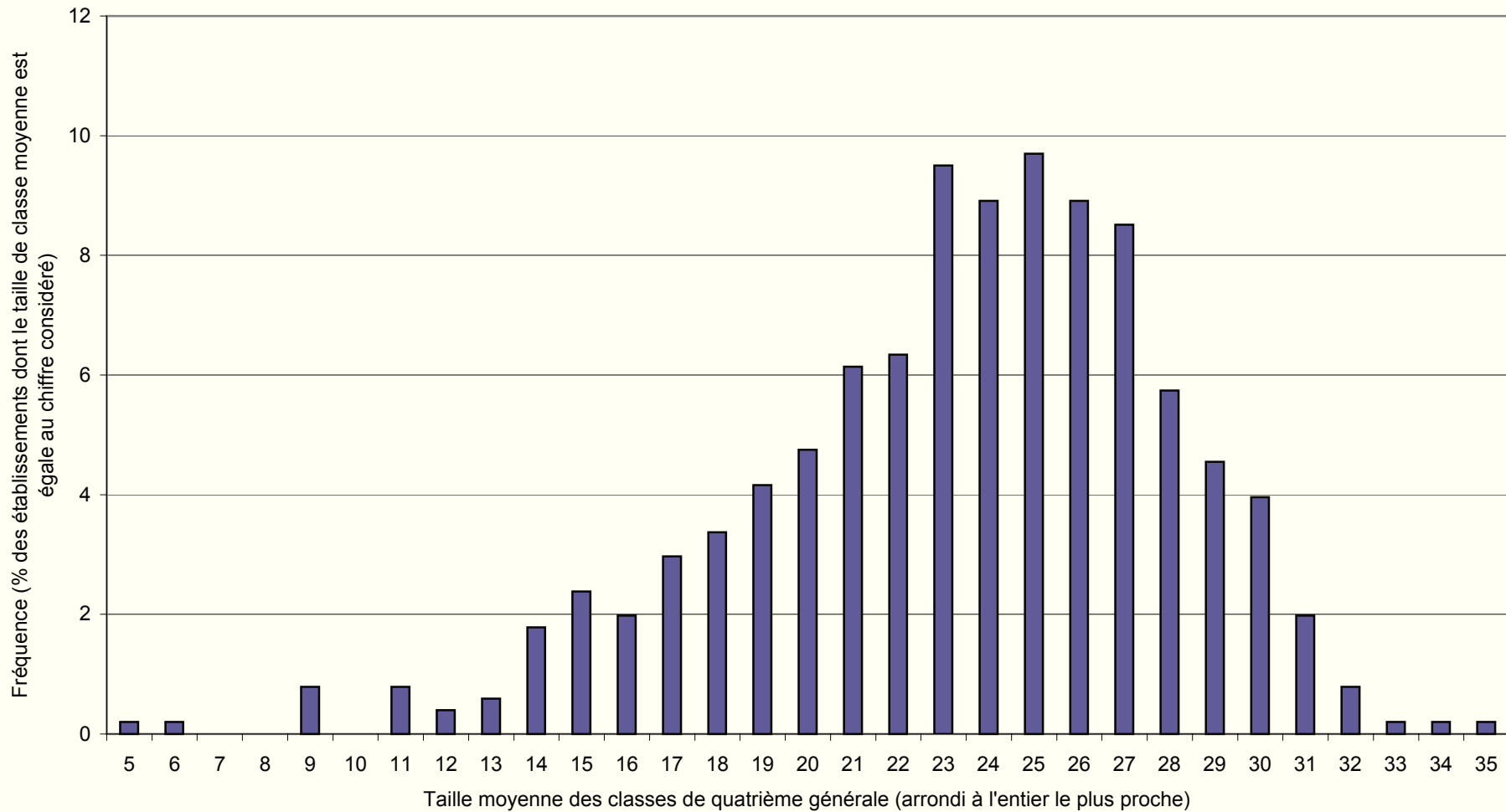
Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1997-1998 (*Thème sp & Thème 0*) (MEN-DEP)

Graphique C3 : Répartition des tailles moyennes des classes de quatrième générale par établissement dans les établissements publics en 1997 - 1998 (Zep / Hors Zep)



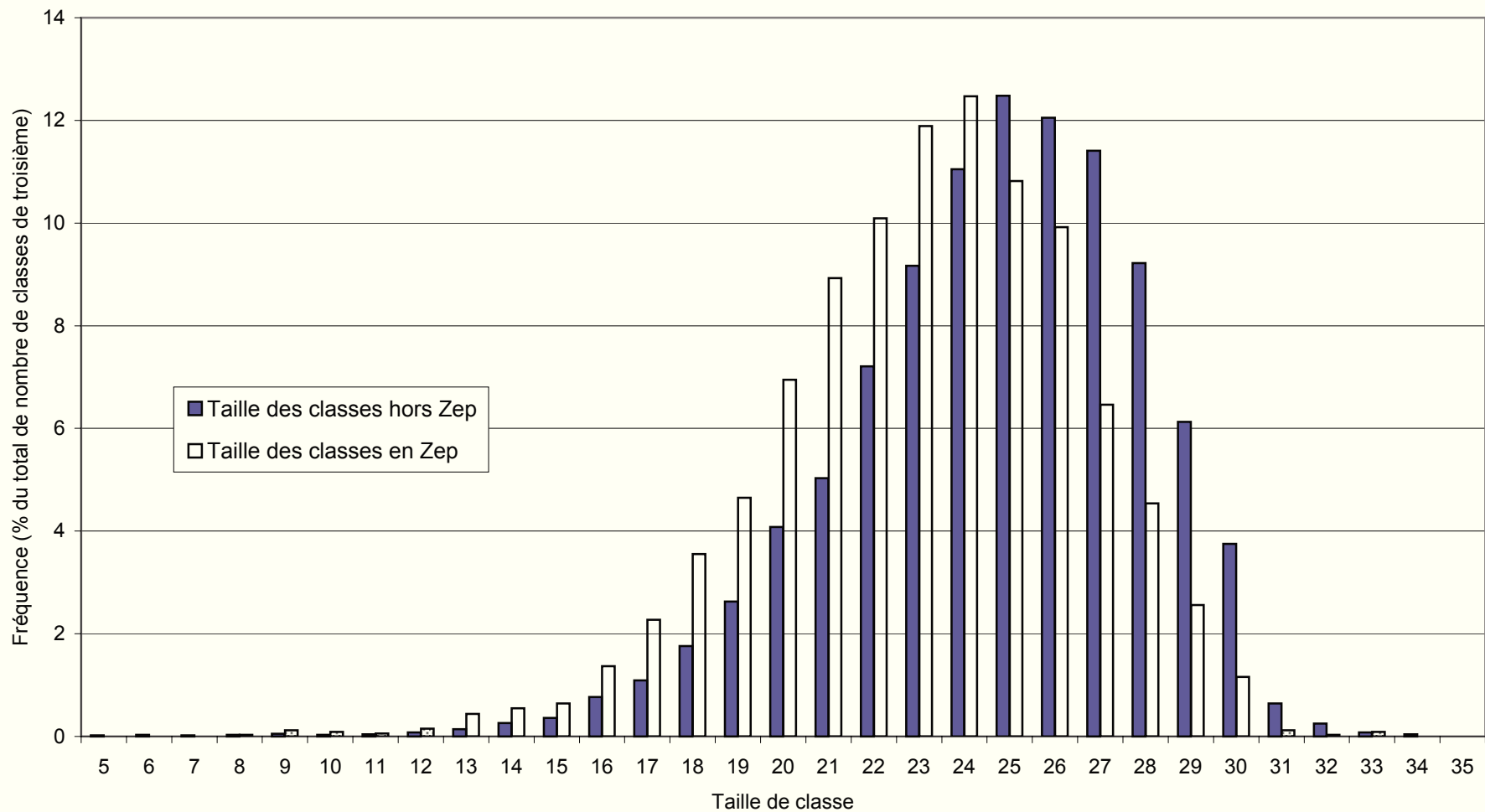
Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1997-1998 (*Thème sp & Thème 0*) (MEN-DEP)

Graphique C4 : Répartition des tailles moyennes par établissement des classes de quatrième générale dans les établissements privés 1997-1998



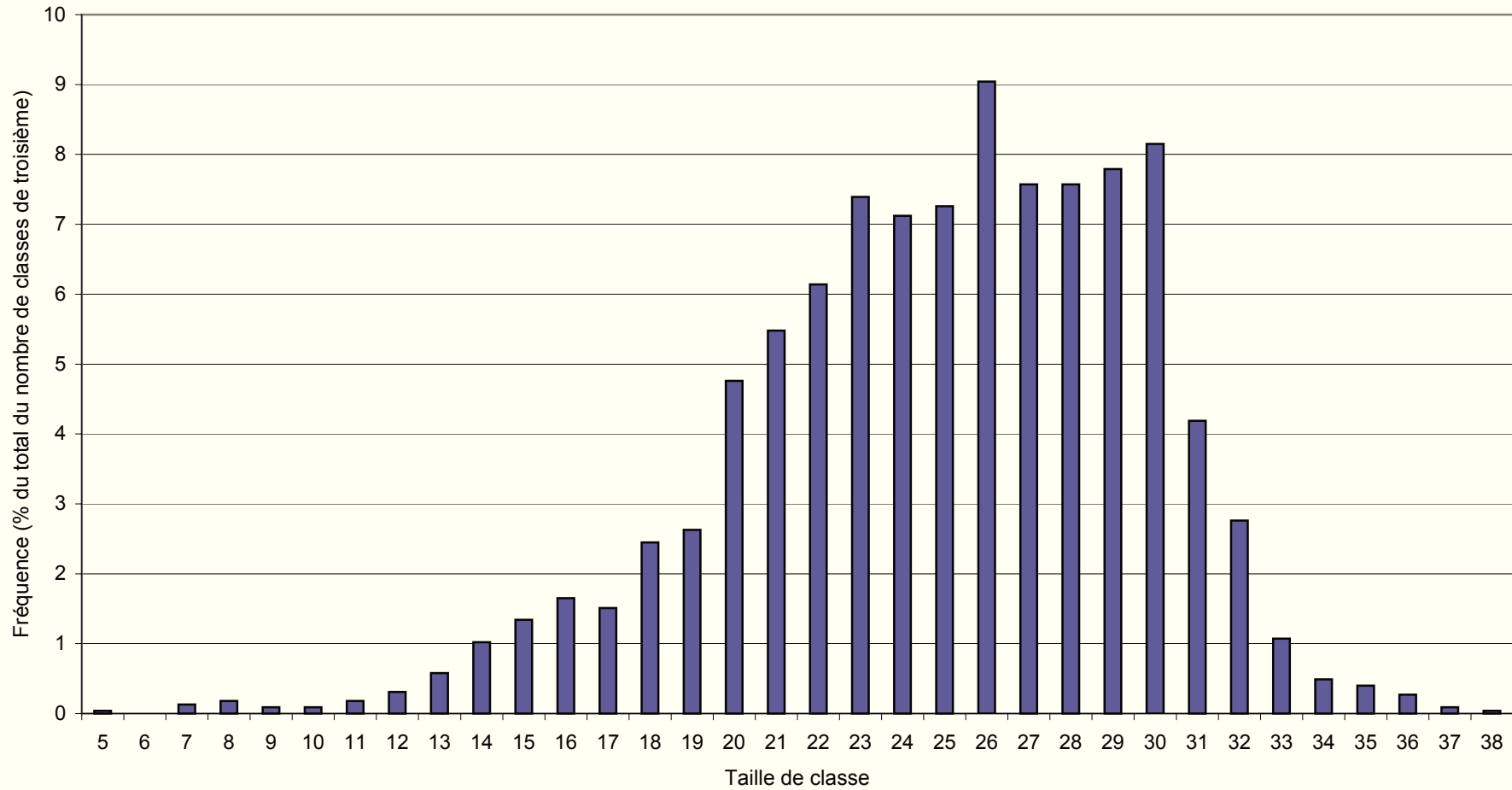
Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1997-1998 (*Thème sp & Thème 0*) (MEN-DEP)

Graphique C5 : Répartition des tailles de classe de troisième générale dans les établissements publics en Zep et hors Zep en 1998-1999



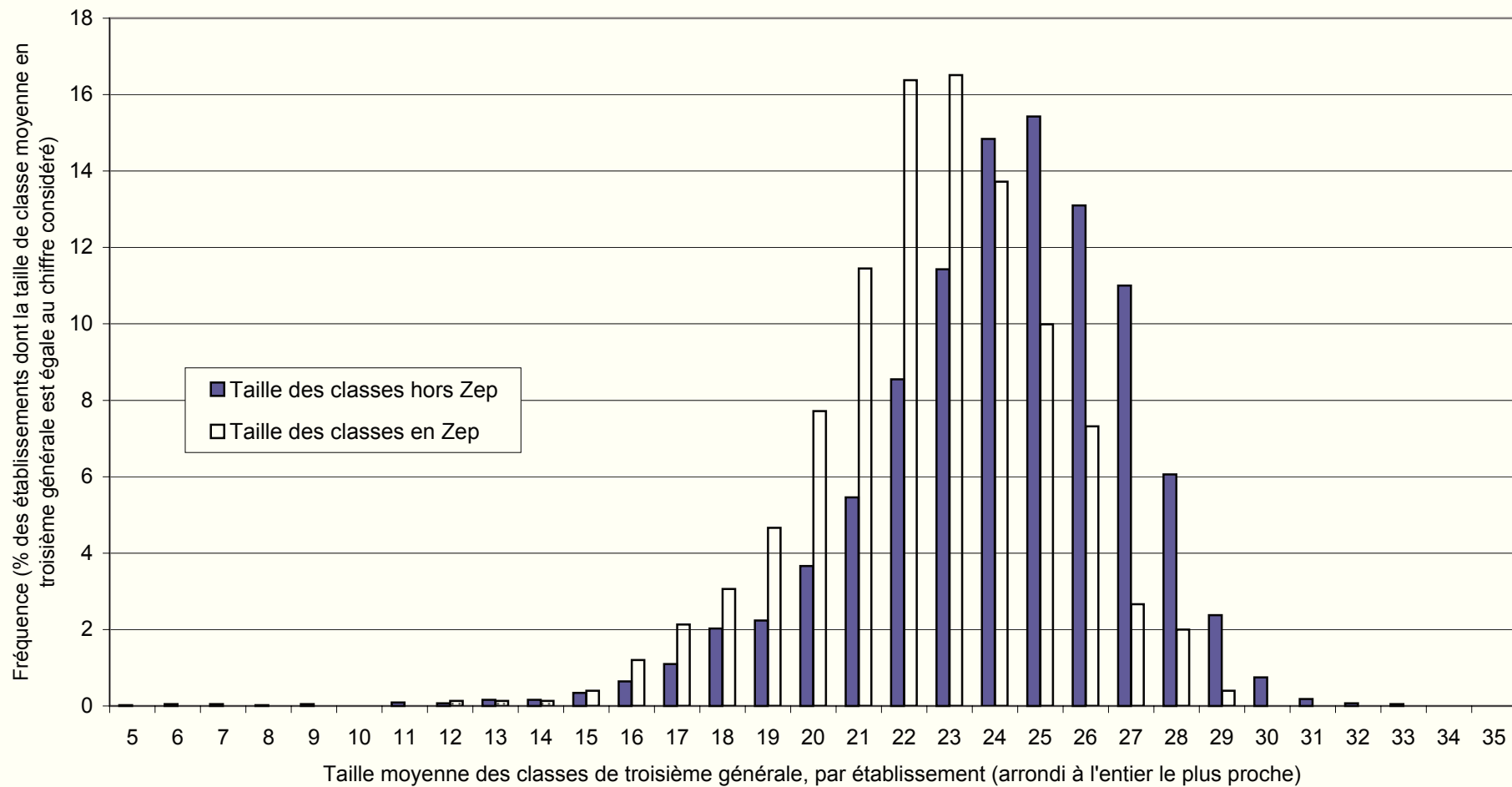
Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1998-1999 (Thème sp & Thème 0) (MEN-DEP)

Graphique C6 : Répartition des tailles de classe de troisième générale dans les établissements privés en 1998-1999



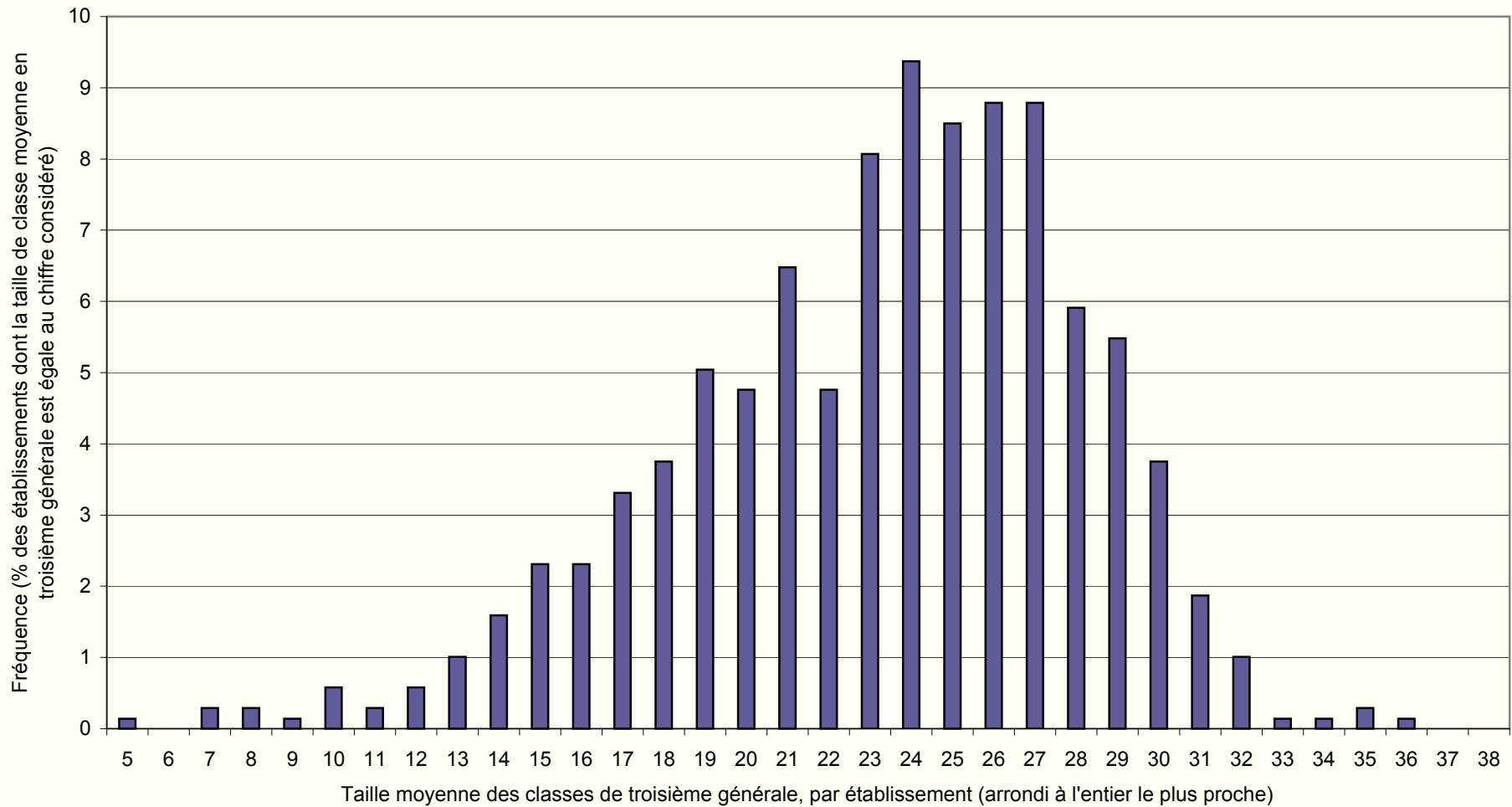
Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1998-1999 (*Thème sp*) (MEN-DEP)

Graphique C7 : Répartition des tailles moyennes des classes de troisième générale par établissement dans les établissements publics en 1998 - 1999 (Zep / Hors Zep)



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1998-1999 (*Thème sp*) (MEN-DEP)

Graphique C8 : Répartition des tailles moyennes par établissement des classes de troisième générale dans les établissements privés en 1998-1999.



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 1998-1999 (*Thème sp*) (MEN-DEP)

Tableau D1 : Taille de classe de terminale générale et caractéristiques des élèves

| | Ensemble des élèves | Taille de la classe fréquentée : | | |
|--|---------------------|----------------------------------|----------------------------|-----------------------|
| | | Taille de classe ≤ 26 | 27 ≤ Taille de classe ≤ 32 | Taille de classe ≥ 33 |
| Nb Obs | 5841 | 1851 | 2107 | 1883 |
| % | 100.0% | 31.7% | 36.1% | 32.2% |
| Score évaluations de sixième (s.d./s.e.) | 78.39 (9,69) | 77,80 (0,23) | 78,30 (0,22) | 79,06 (0,23) |
| Score contrôle continu brevet (s.d./s.e.) | 65.06 (10,76) | 64,03 (0,26) | 65,23 (0,25) | 65,90 (0,27) |
| Score baccalauréat (s.d./s.e.) | 54.16 (11,46) | 53,67 (0,26) | 54,27 (0,25) | 54,53 (0,28) |
| % PCS favorisées (s.d./s.e.) | 66.2% (0,47) | 61.5% (0,011) | 68.2% (0,010) | 68.6% (0,011) |
| % Diplôme mère = bac ou+ (s.d./s.e.) | 59.0% (0,49) | 56.5% (0,011) | 58.9% (0,011) | 61.4% (0,011) |
| % Nat. Élève = étranger (s.d./s.e.) | 4.0% (0,19) | 3.9% (0,005) | 4.2% (0,004) | 3.7% (0,004) |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP)

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.

Tableau D2. Estimations par variables instrumentales (IV), régressions de première étape : la taille de classe observée en fonction de la taille de classe théorique

Partie A : Classes de première et terminale générale

| | Terminale | | | Première | | |
|----------------------------|---------------------|---------|---------|---------------------|---------|---------|
| | Ensemble des élèves | Public | Privé | Ensemble des élèves | Public | Privé |
| Taille de classe théorique | 0,807 | 0,809 | 0,755 | 0,733 | 0,754 | 0,666 |
| (s.e.) | (0,011) | (0,023) | (0,023) | (0,012) | (0,013) | (0,028) |
| R ² | 0,486 | 0,240 | 0,523 | 0,422 | 0,422 | 0,376 |
| N. Obs. | 5 422 | 4 409 | 1 012 | 5 292 | 4 340 | 951 |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP) et des fichiers "Thèmes" 2001 à 2003 (MEN-DEP)

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 permettait d'obtenir le meilleur R² pour la régression de première étape, ce qui dans la grande majorité des cas correspondait également au coefficient le plus élevé).

Partie B : Classes de troisième générale (estimations dans la base DNB)

| | Ensemble des élèves | Public, hors Zep | Public, en Zep | Privé |
|----------------------------|---------------------|------------------|----------------|---------|
| Taille de classe théorique | 0,630 | 0,541 | 0,455 | 0,642 |
| (s.e.) | (0,001) | (0,002) | (0,005) | (0,003) |
| R ² | 0,195 | 0,139 | 0,077 | 0,198 |
| N. Obs. | 684 570 | 462 027 | 85 546 | 136 995 |

Source : Calculs des auteurs à partir de la base Scolarité 2003-2004 et des Fichiers Thèmes 2003-2004

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 R² pour la régression de première étape, ce qui dans la grande majorité des cas correspondait également au coefficient le plus élevé).

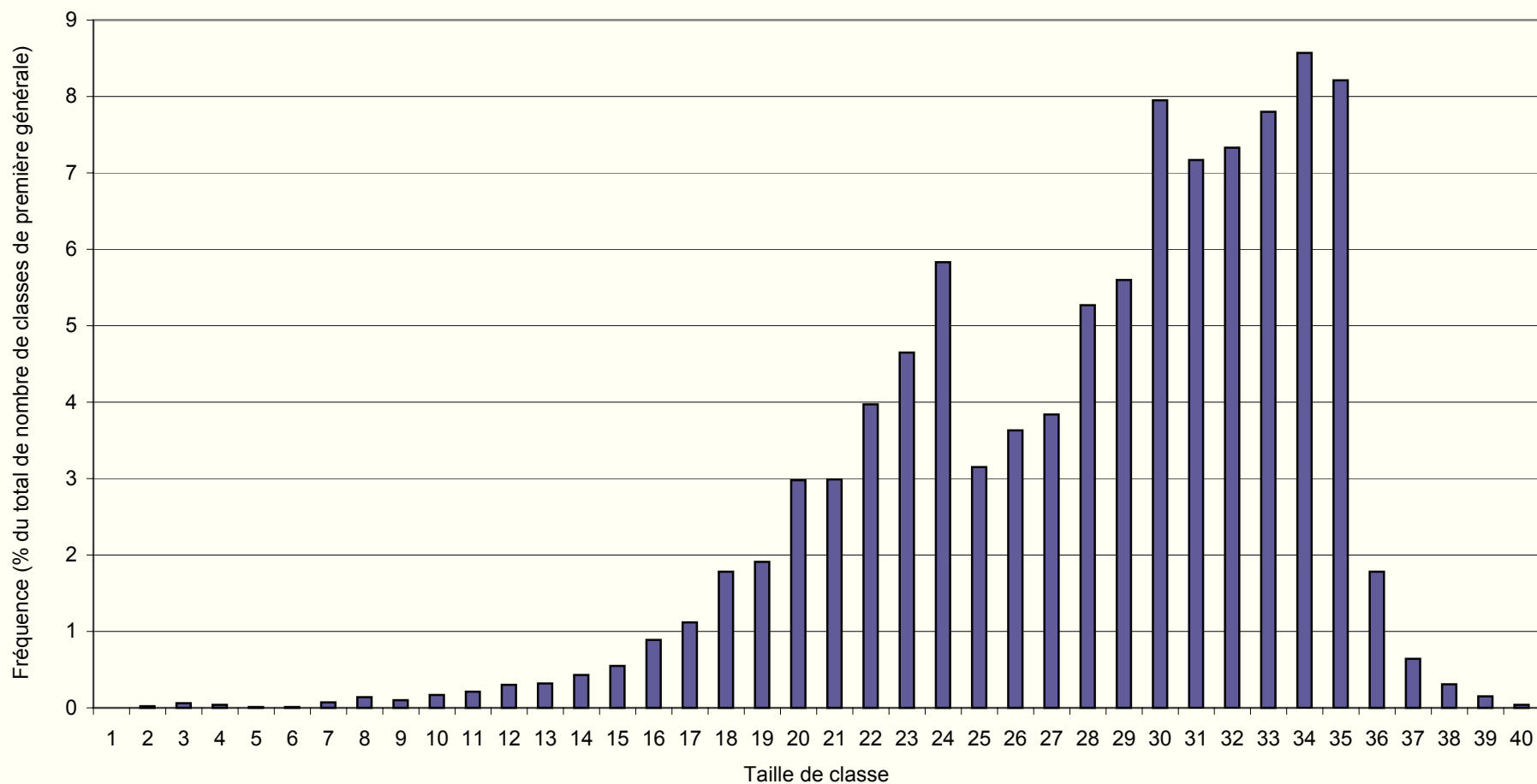
Partie C : Classes de quatrième et de troisième générale (estimations dans le panel secondaire 1995)

| | Troisième | | | |
|----------------------------|---------------------|------------------|----------------|---------|
| | Ensemble des élèves | Public, hors Zep | Public, en Zep | Privé |
| Taille de classe théorique | 0,616 | 0,572 | 0,374 | 0,661 |
| (s.e.) | (0,011) | (0,023) | (0,046) | (0,023) |
| R ² | 0,174 | 0,137 | 0,021 | 0,224 |
| N. Obs. | 14 472 | 10 022 | 1 646 | 2 802 |
| | Quatrième | | | |
| | Ensemble des élèves | Public, hors Zep | Public, en Zep | Privé |
| Taille de classe théorique | 0,549 | 0,531 | 0,353 | 0,540 |
| (s.e.) | (0,011) | (0,014) | (0,045) | (0,024) |
| R ² | 0,139 | 0,120 | 0,037 | 0,142 |
| N. Obs. | 15 197 | 10 631 | 1 611 | 2 953 |

Source : Calculs des auteurs à partir du panel secondaire 1995 (MEN-DEP) et des fichiers "Thèmes" 2001 à 2003 (MEN-DEP)

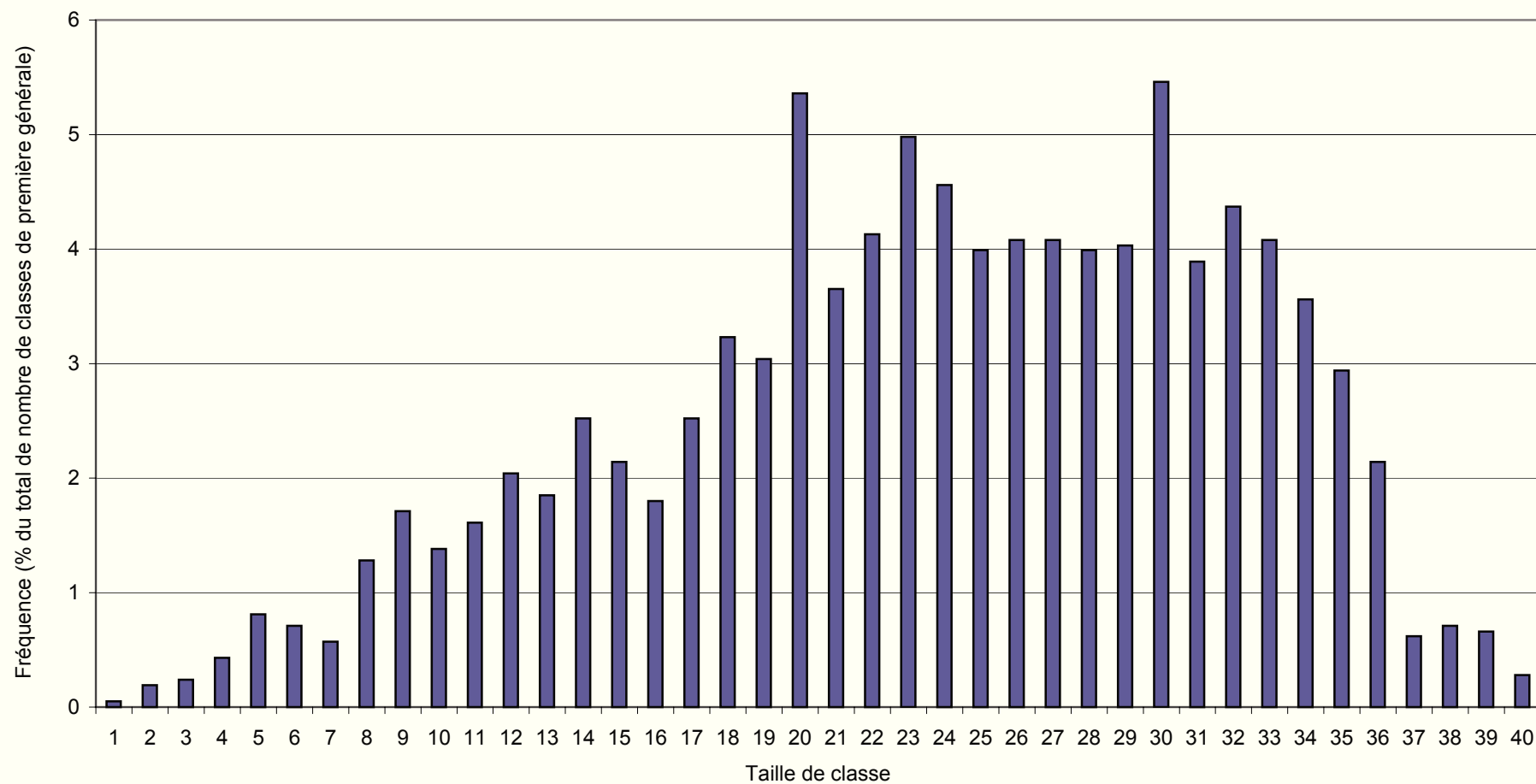
Note : La variable dépendante est la taille de classe réelle. La taille de classe théorique est définie sur la base d'un seuil d'ouverture de classe de 28 élèves pour les établissements publics hors Zep, de 26 élèves pour les établissements publics situés en Zep, et de 30 élèves pour les établissements 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 R² pour la régression de première étape, ce qui dans la grande majorité des cas correspondait également au coefficient le plus élevé).

Graphique D1 : Répartition des tailles de classe de première générale en 2000-2001 (établissements publics)



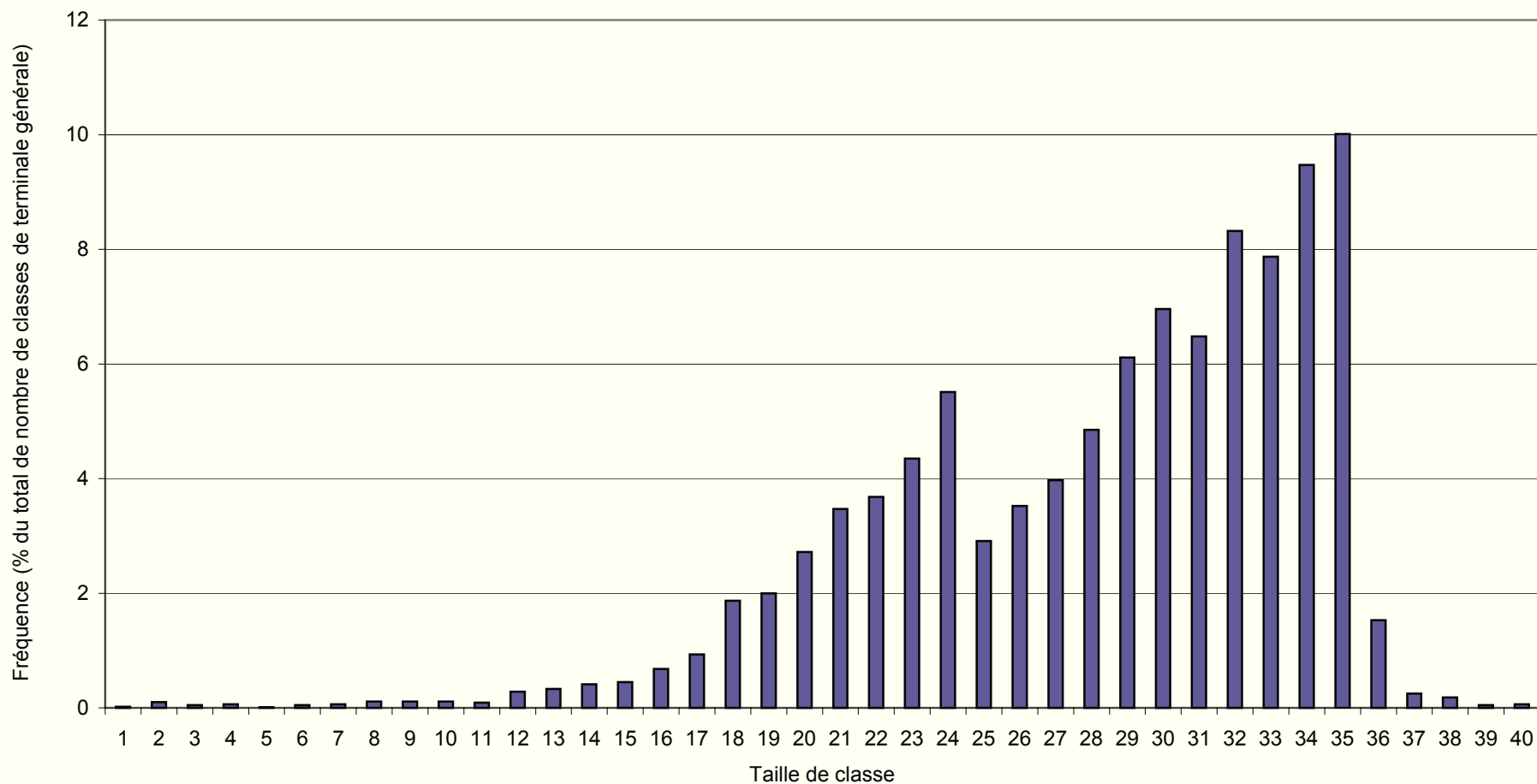
Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 2000-2001 (*Thème SP*) (MEN-DEP)

Graphique D2 : Répartition des tailles de classe de première générale en 2000-2001 (établissements privés)



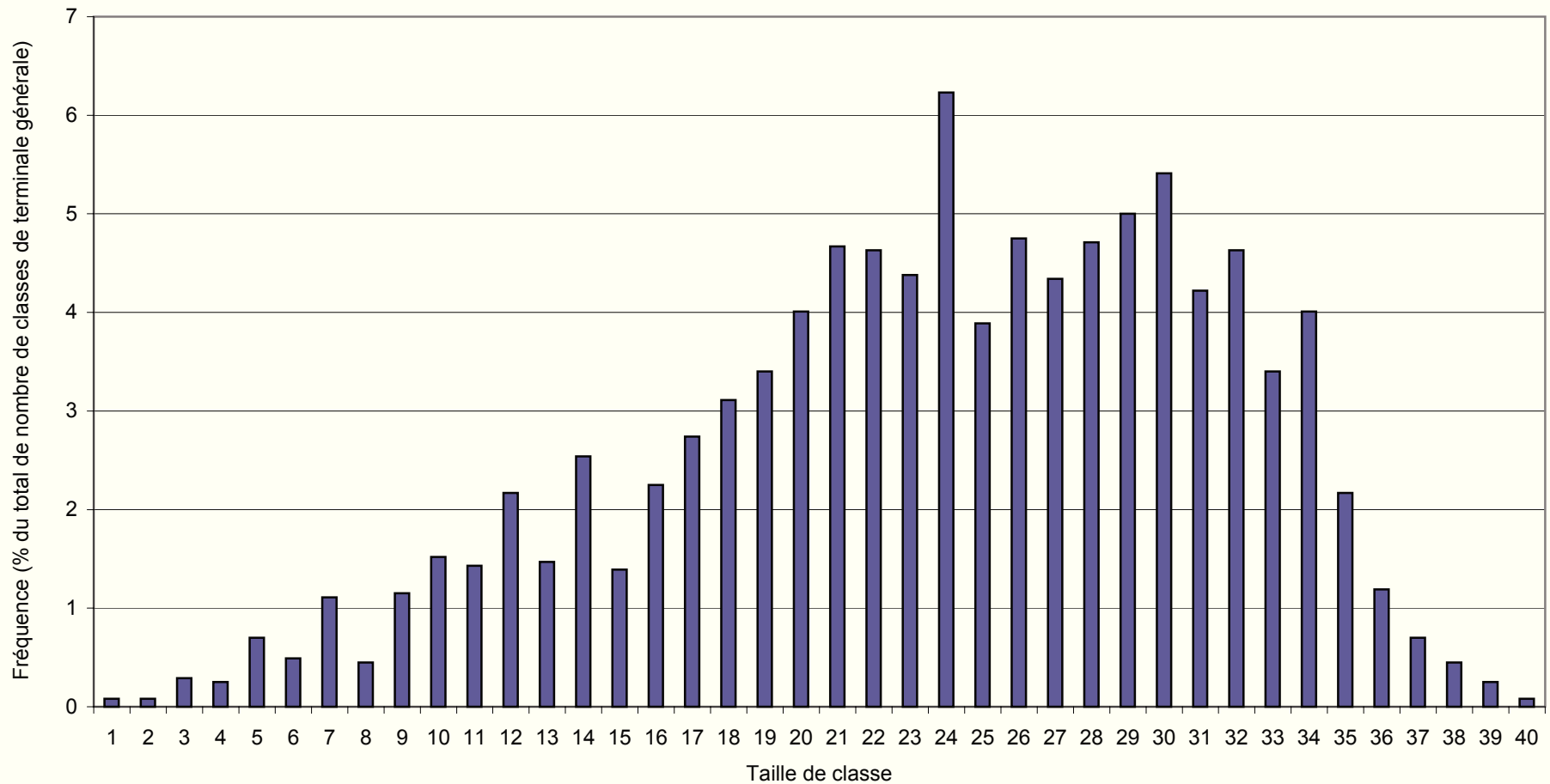
Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 2000-2001 (*Thème SP*) (MEN-DEP)

Graphique D3 : Répartition des tailles de classe de terminale générale en 2001-2002 (établissements publics)



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 2001-2002 (*Thème SP*) (MEN-DEP)

Graphique D4 : Répartition des tailles de classe de terminale générale en 2001-2002 (établissements privés)



Source : Calculs des auteurs à partir des fichiers "Thèmes" 2001-2002 (*Thème SP*) (MEN-DEP)