

Mai 2004

**L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale
sur la réussite scolaire dans les écoles françaises :
une estimation à partir du panel primaire 1997**

Thomas Piketty
EHESS, Paris-Jourdan

Résumé : Cette étude utilise les données du panel primaire 1997 et exploite les discontinuités liées au franchissement des seuils d'ouverture et de fermeture de classes pour estimer l'impact des tailles de classes réduites sur la réussite scolaire. Nous mettons en évidence grâce à cette méthode des impacts positifs nettement plus élevés que ceux supposés habituellement. Une réduction d'un élève par classe de la taille de CE1 conduit à une augmentation de 0,7 point du score obtenu par les élèves défavorisés aux évaluations de mathématiques de début de CE2. D'après nos estimations, la légère politique de ciblage des moyens actuellement en vigueur en faveur des Zep (taille moyenne des classes de 21,9 en Zep, contre 23,3 hors Zep) permet de réduire d'environ 10% l'écart de réussite entre Zep et non-Zep. Surtout, cet écart pourrait être réduit de 40% si l'on mettait en place un ciblage fort (mais pas irréaliste), avec une taille de classe moyenne de 18,0 en Zep et 24,2 hors Zep. Nous mettons également en évidence un impact négatif de la ségrégation scolaire, quoique sensiblement plus faible que celui des tailles de classe réduites. Nos résultats indiquent que la modestie des politiques de ciblage des moyens peut difficilement se justifier par l'idée selon laquelle de telles politiques ne marchent pas.

* Je remercie la direction des études et de la prospective (DEP) du Ministère de l'Éducation Nationale, et tout particulièrement Jean-Paul Caille, Sophie O'Prey, Franck Petrucci et Fabienne Rosenwald (sous-direction des études statistiques), ainsi que Laurence Dauphin et Jean-Claude Emin (sous-direction de l'évaluation), pour l'aide qu'ils ont apportée lors de l'exploitation des fichiers de données utilisées dans cette recherche. Les résultats de cette étude n'engagent que leur auteur, et ne sauraient en aucun cas engager la DEP. Tous les commentaires sont les bienvenus (piketty@ehess.fr ou piketty@ens.fr).

1. Introduction

Cette recherche a pour objectif d'estimer l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles primaires françaises, et en particulier l'impact de politiques ciblées de réduction des tailles de classes sur la diminution des inégalités de réussite scolaire. Nos estimations 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 du Ministère de l'Education Nationale. Le panel primaire 1997 permet de suivre la scolarité complète d'un échantillon national représentatif d'environ 9600 élèves entrant au CP à la rentrée 1997. 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 taille des classes dans lesquels 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).

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. 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 associée 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 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.¹ 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.²

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 en France, et les seuils appliqués en pratique varient localement suivant les académies et les classes. Pour les CE1, par exemple, on constate que le seuil implicite est de l'ordre de 30. 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. De même, dès lors que la taille de la cohorte dépasse 60, une troisième classe de CE1 est ouverte, ramenant 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

¹ 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.

² Pour un exemple d'une étude internationale récente concluant à un impact faible ou nul de la taille des classes (sans véritablement corriger le biais d'endogénéité), cf. Wössman et West (2002).

de la démographie locale, et non pas des caractéristiques non observables des élèves en question.³

En appliquant cette méthodologie aux données du panel primaire 1997, nous mettons en évidence l'existence d'un impact positif important des tailles de classes réduites sur la réussite scolaire. Les coefficients obtenus sont très sensiblement plus élevés que ceux obtenus 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'au moins 0,7 point du score moyen obtenu par les élèves défavorisés aux épreuves d'évaluation de mathématiques de début de CE2. D'après nos estimations, la légère politique de ciblage des moyens qui existe actuellement en faveur des écoles classées en Zone d'éducation prioritaire (la taille moyenne des classes de CE1 est de 21,9 en Zep, contre 23,3 hors Zep) permet de réduire d'environ 10% l'écart entre les scores 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 40% si l'on mettait en place une politique de ciblage des moyens forte (mais pas irréaliste), avec une taille de classe moyenne de 18,0 en Zep et 24,2 hors Zep (pour un nombre total d'enseignants inchangé et donc des moyens constants au niveau national). 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 résumer, nos résultats indiquent que la relative modestie des politiques de ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisées 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, pour peu qu'on le souhaite.

³ Techniquement, cette méthode revient à avoir recours à des régressions par variables instrumentales (la taille des classes effective est instrumentée par la taille théorique prédite par la taille de la cohorte se présentant à l'entrée du CE1). Nous reviendrons plus loin sur ces aspects techniques.

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. Ces résultats n'ont cependant pas pu être reproduits par Hoxby (2000) sur données américaines, et la question se posait de savoir si l'importance des effets obtenus par Angrist-Lavy pouvait être due au fait que la taille des classes est relativement élevée en Israël (environ 30 élèves par classe en moyenne, contre à peine plus de 20 élèves par classe dans les écoles du Connecticut étudiées par Hoxby). Le fait que nous retrouvions pour le cas français (où la taille moyenne des classes est d'environ 23 élèves, soit une situation proche du Connecticut) des résultats proches de ceux de Angrist-Lavy suggère que leurs estimations et leurs méthodes sont robustes, d'autant plus que les données françaises que nous utilisons sont sensiblement plus riches que les données israéliennes et américaines utilisées jusqu'à présent.⁴

Notons également que nos résultats ne sont pas incohérents avec l'évaluation négative des Zep récemment réalisée par Benabou, Kramarz et Prost (2003). En exploitant les panels secondaire 1980 et 1989, ces auteurs ont constaté que les collèges et lycées classés en Zep au début des années 1990 n'avaient pas comblé leur retard de performance scolaire vis-à-vis des autres établissements de façon statistiquement significative. Nos résultats ne sont pas strictement comparables aux leurs, dans le sens où ils ne s'intéressent pas spécifiquement à l'impact de la taille des classes (ils évaluent l'impact du classement en Zep de façon globale), où ils étudient les établissements secondaires et non primaires, où ils mesurent la performance à l'aide d'indicateurs indirects tels que le taux de redoublement et non pas à l'aide d'évaluations standardisées des compétences en français et en mathématiques (de telles évaluations ne sont pas disponibles dans les panels secondaire 1980 et 1989), et où le ciblage des moyens en faveur des Zep (déjà

⁴ Angrist et Lavy (1999) et Hoxby (2000) disposent de données agrégées par classe et non de données individuelles, et leurs variables de contrôle socio-démographiques sont relativement limitées par comparaison à celles du panel primaire 1997. En particulier, seules 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).

relativement faible pour la période de la fin des années 1990 et du début des années 2000 que nous étudions) était encore plus faible au début des années 1990 pour les établissements nouvellement classés en Zep qu'ils étudient (ils montrent que les moyens supplémentaires ne viennent que très progressivement). Nos résultats sont toutefois cohérents avec les leurs, dans le sens où, même si nous mettons en évidence un impact positif important des tailles de classes réduites, nous constatons également que les tailles de classes ont été pour l'instant à peine plus faibles en Zep, si bien qu'il n'est pas très étonnant que l'impact global du classement en Zep ait été jusqu'à présent relativement modeste, voire à la limite de la significativité statistique. Une différence importante entre les deux études tient toutefois au fait que nos résultats démontrent qu'il pourrait en être autrement, pour peu que l'on alloue aux Zep les moyens nécessaires en termes de tailles de classe réduites.

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 la taille de classe et les inégalités de réussite scolaire dans les écoles primaires françaises. La section 4 présente les résultats de nos estimations de l'impact de la taille de classe sur la réussite scolaire, 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. Nous utilisons ensuite les résultats de ces estimations dans la section 5 pour évaluer dans quelle mesure des politiques de ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisées plus ambitieuses que celles menées aujourd'hui pourraient permettre de réduire les inégalités scolaires. Dans la section 6, nous présentons des estimations de l'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire, afin notamment de comparer l'ampleur de ces effets à ceux des tailles de classe réduites. Enfin, la section 7 présente un certain nombre d'extensions et de questions ouvertes.

2. Les données utilisées

Cette étude repose 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 1997.⁵ Les élèves du panel primaire 1997 qui n'ont jamais redoublé sont donc rentrés en 6^{ème} à la rentrée 2002 (il est prévu de continuer de les suivre dans le secondaire), 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 1995.⁶

Deux grands types d'information 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 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

⁵ 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.

⁶ 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.

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.⁷ 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).⁸

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 primaires (enquêtes dites « n°19 »). Ces fichiers sont issues des formulaires que les chefs d'établissements primaires de France doivent remplir chaque année en indiquant pour chacune de leurs classes le nombre d'élèves scolarisés par niveau (CP, CE1,..., CM2), ainsi que pour chaque niveau les nombres d'élèves ventilés par sexe et année de naissance.⁹

⁷ 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.

⁸ 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.

⁹ 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

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 (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 1997.¹⁰

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

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 22,8 au début des années 2000 (cf. graphique 1).¹¹ Cette baisse est pour l'essentiel la conséquence d'une diminution générale des effectifs en âge d'être scolarisés dans le primaire. Bien que d'une ampleur plus modérée que ce que l'on imagine parfois,¹² elle n'en est pas moins significative. Par exemple, si cette baisse de 0,5 élève par classe avait été consacrée prioritairement à une réduction ciblée des tailles de classe dans les 10% des écoles les plus défavorisées, en maintenant constante la taille des classes dans les autres écoles, alors on aurait pu obtenir une réduction de près de 5 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 approximativement uniforme suivant

d'établissements primaire implique que le taux de couverture n'est plus que d'environ 30-40% depuis la rentrée 2000. Fort heureusement, nous avons surtout besoin des données des rentrées précédentes (rentrées 1997 et 1998).

¹⁰ Cf. section 7.5 infra.

¹¹ Il s'agit là de moyennes calculées sur 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.

¹² En particulier, la baisse des années 1990 est moins forte que celle des années 1980, et nettement moins forte que celle des années 1960 et 1970 (cf. par exemple *Repères et références statistiques 2002* (Ministère de l'Éducation Nationale), tableau 3, p.29).

les types d'écoles, et les politiques de ciblage des moyens sont restées d'une ampleur limitée.

Insérer Graphique 1 : La taille moyenne des classes dans les écoles primaires françaises, 1991-2003

Par exemple, si l'on examine la taille des classes de CP en 1997-1998 et de CE1 en 1998-1999, qui sont les classes fréquentées par les élèves du panel primaire 1997 qui vont nous intéresser plus particulièrement, on constate que les tailles de classe étaient à peine plus faibles dans les écoles classées en Zep. 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 (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 (cf. tableau 1).

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

Le tableau 1 permet également 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 9639 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 (cf. tableau 1). 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 CE2 (cf. tableau 1).¹³ 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 maintenant est de savoir dans quelle mesure ces très fortes inégalités scolaires peuvent être réduites par des politiques ciblées de réduction des tailles de classe.

4. Taille des classes et réussite scolaire : résultats des estimations

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

¹³ 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). Nous étudierons plus loin la question de l'impact du redoublement sur la réussite scolaire (cf. section 7.3).

la taille de la classe de CE1),¹⁴ 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 2). 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 2). Il s'agit en soi d'un résultat intéressant et encourageant : à origine sociale donnée, les élèves qui bénéficient de tailles de classes réduites 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 2). 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

¹⁴ 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.

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 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 elles 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.

Insérer Tableau 2 : L'impact de la taille de classe sur la réussite scolaire : estimations « naïves » (OLS)

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 2 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 2 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).¹⁵ 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

¹⁵ Afin de rendre les résultats comparables à ceux qui vont suivre, les régressions présentées sur le tableau 2 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 7.2.

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 2).

Insérer Graphique 2 : 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)

Plus généralement, le graphique 2 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. 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) :¹⁶

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

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

(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 2). 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, 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 3 et 4). On constate en effet que les scores obtenus en début de CE2, aussi bien en mathématiques qu'en français,¹⁷ décrivent un profil exactement inverse à celui de la taille moyenne

¹⁶ Cf. Angrist et Lavy (1999), dont nous suivons ici la méthode.

¹⁷ 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).

des classes.¹⁸ Les scores augmentent à chaque fois que la taille des classes diminue, et inversement.¹⁹ 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.²⁰ 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 5).²¹ Autrement dit, il ne semble exister aucune raison antérieurement au 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.

Insérer Graphique 3 : 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)

Insérer Graphique 4 : 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)

Insérer Graphique 5 : 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)

4.3. Résultats des estimations par variables instrumentales (IV)

¹⁸ Les scores de début de CE2 de mathématiques et de français indiqués sur les graphiques 3 et 4 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.

¹⁹ 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).

²⁰ Les séries chiffrées utilisées pour construire les graphiques 3 et 4 sont indiquées sur le tableau A1 avec les écart-types correspondant à chaque cellule.

²¹ Les scores de début de CP indiqués sur le graphique 5 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).

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 2 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.²² 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 2 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 (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 :

²² 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).

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

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 3 décrit les résultats de ces opérations. En utilisant la méthode standard OLS, on obtenait un coefficient b égale à -0,332.²³ 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 3). 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,²⁴ 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 3).

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 3). Si l'on étudie séparément les élèves dont la PCS des parents est défavorisée,²⁵ on obtient un coefficient de -0,715, contre à peine -0,274 pour les enfants de PCS favorisée (cf. tableau 4). 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 a au moins le bac (cf. tableau 4). 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

²³ Les coefficient OLS indiqués sur le tableau 3 sont très légèrement différents de ceux du tableau 2, car le champ a quelque peu changé (le tableau 2 porte sur l'ensemble des élèves scolarisés dans une classe de CE1 à cours unique, le tableau 3 porte sur l'ensemble des élèves scolarisés dans les écoles dont toutes les classes de CE1 sont à cours unique).

²⁴ Cf. Angrist et Lavy (1999).

²⁵ C'est-à-dire les enfants d'ouvriers, employés et sans profession (cf. tableau 1 supra).

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 4). Le nombre d'observations d'élèves en Zep est toutefois trop faible pour que ce coefficient de -1,375 soit statistiquement significatif.²⁶ 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).

Insérer Tableau 3 : L'impact de taille des classes sur la réussite scolaire : estimations par variables instrumentales (IV)

Insérer Tableau 4 : L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire en fonction de l'origine sociale

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

Les résultats que nous avons obtenus jusqu'ici peuvent se résumer de la façon suivante : toutes choses égales par ailleurs, la réduction de la taille de classe de CE1 d'un élève conduit à une augmentation de l'ordre de 0,7 point du score obtenu par les élèves socialement défavorisés aux évaluations de mathématiques de début de CE2, et à une augmentation de l'ordre de 0,25 point du score obtenu par les élèves socialement favorisés aux évaluations de mathématiques de début de CE2. La question importante qui va nous intéresser maintenant est la suivante : dans quelle mesure doit-on considérer que ces coefficients de 0,7 et 0,25 (finalement assez abstraits) sont élevés ou faibles ?

La meilleure façon de répondre à cette question consiste sans doute à simuler l'impact que pourraient avoir des politiques ciblées de tailles de classe réduites sur la

²⁶ 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).

réduction des très fortes inégalités de réussite scolaire. Ainsi que nous l'avons vu, le score moyen obtenu par les élèves scolarisés en Zep aux évaluations de maths de début de CE2 est de 58,62 point, contre 67,64 point pour les élèves hors Zep (cf. tableau 1 supra), soit un écart de 9,02 point. Par ailleurs, la situation actuelle se caractérise par un léger ciblage des moyens en faveur des Zep, avec une taille moyenne en CE1 de 21,91 élèves par classe en Zep, contre 23,33 élèves par classe hors Zep (cf. tableau 1). Considérons maintenant une situation de référence dans laquelle aucun ciblage des moyens ne serait appliqué, et où la taille moyenne des classes serait également à la moyenne nationale de 23,16 élèves par classe en Zep et hors Zep. En appliquant les coefficients de 0,7 et 0,25 estimés plus haut, on peut calculer que le score moyen des élèves de Zep tomberait à 57,75 point, et que celui des élèves hors Zep monterait à 67,68 point, soit un écart de 9,94 point (cf. tableau 5). Autrement dit, on peut estimer que la politique actuelle de ciblage des moyens en faveur des Zep permet de faire passer l'écart de 9,94 à 9,02 point, soit une réduction d'environ 10% (9,2%) des inégalités scolaires (cf. tableau 5).

Insérer Tableau 5 : L'impact d'une politique ciblée de réduction des tailles de classes sur les inégalités scolaires : simulations à partir des résultats des estimations précédentes

Supposons maintenant que l'on renforce la politique de ciblage des moyens en faveur des Zep, et que l'on passe à une taille moyenne de classes de 18,00 en Zep, ce qui exigerait pour conserver le même nombre total d'enseignants que l'on augmente la taille moyenne de classes à 24,16 hors Zep (toutes les réformes que nous simulons sont à moyens constants). En appliquant les mêmes coefficients que précédemment, on peut calculer que le score moyen en Zep passerait à 61,36 points et celui hors Zep à 67,43 points, soit un écart de 6,08 point, c'est-à-dire une réduction de l'ordre de 40% (38,9%) par rapport à la situation de référence (cf. tableau 5). Cette réduction de 40% 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 au prix d'une réduction minimale du score moyen des élèves hors Zep, qui passerait de 67,68 à 67,43 point, soit une baisse d'à peine 4%. Pour aboutir à une égalisation complète des scores moyens en Zep et dans le reste du pays, ce qui correspondrait à l'optimum social rawlsien, une politique de ciblage nettement plus

drastique serait nécessaire : réduction de la taille moyenne des classes à 10,65 élèves par classe en Zep, ce qui exigerait une hausse de la taille des classes à 27,68 élèves par classe hors Zep.

Nous indiquons également sur le tableau 5 (partie B) les résultats d'un autre exercice de simulation, consistant à redistribuer les moyens non pas en direction des Zep, mais plus généralement en direction des enfants socialement défavorisés (au sens de la PCS des parents). Les élèves sont partagés en deux groupes : les élèves dont la PCS des parents est dite « défavorisée » (ouvriers, employés, sans profession ; soit au total 55,1% des élèves), et les élèves dont la PCS des parents est dite « favorisée » (cadres, professions intermédiaires, indépendants, soit au total 44,9% des élèves). Ainsi que nous l'avons vu plus haut (cf. tableau 1 supra), le score moyen obtenu aux évaluations de maths de CE2 par les élèves défavorisés (ainsi définis) est de 62,94 point (contre 70,57 point pour les élèves favorisés), et leur taille moyenne de classe de CE1 est de 22,81 élèves (contre 23,55 pour les élèves favorisés). De la même façon que pour les élèves en Zep, on peut se demander dans quelle mesure un renforcement du ciblage des moyens en faveur des élèves défavorisés pourrait permettre de combler leur retard scolaire. On voit immédiatement que la différence importante est l'échelle de la redistribution : il s'agissait dans le cas de Zep de redistribuer les ressources en direction de 12,6% (le coût de la redistribution était réparti sur les 87,4% restants, ce qui explique pourquoi il était si faible), alors qu'il s'agit maintenant de redistribuer en direction de 55,1% des élèves, ce qui est beaucoup plus difficile à réaliser, car le coût de la redistribution en termes d'augmentation des tailles de classes pour les 44,9% de « favorisés » devient très vite considérable. De fait, on constate que pour égaliser les situations entre élèves défavorisés et favorisés et réaliser l'optimum rawlsien, il faudrait porter la taille des classes des élèves favorisés à 38,97 élèves par classe, ce qui est sans doute totalement irréaliste (cf. tableau 5).

Ces résultats illustrent plus un principe plus général, qui vaut quelles que soient les variables utilisées pour définir les élèves « défavorisés » (Zep, PCS des parents, diplômes des parents, nationalité, etc.) : les paramètres que nous avons estimé pour l'impact de la taille des classes sont suffisamment importants pour que des réductions ciblées et relativement peu douloureuses de tailles de classes puissent réduire substantiellement les inégalités de réussite scolaire séparant les 10% les plus défavorisés et les 90% les plus favorisés ; par contre il ne sont pas suffisamment

importants pour qu'il soit possible de réduire substantiellement les inégalités séparant les 50% les plus défavorisés et les 50% les plus favorisés sans que des efforts importants soient consentis de la part des groupes favorisés. Pour que la redistribution des moyens éducatifs ait des effets visibles sur les inégalités, il est sans doute préférable de cibler les moyens en faveur d'une couche relativement étroite de la population. Il est cependant important d'insister sur le fait que nos résultats indiquent que, contrairement à ce que l'on entend parfois dans ce débat sur le ciblage des moyens, il n'est pas nécessaire de descendre jusqu'à 10 ou 15 élèves par classe (politique qui ne peut par définition être appliquée que pour une fraction minimale de la population) pour obtenir des résultats tangibles. On peut déjà obtenir une réduction substantielle des inégalités scolaires avec des classes réduites à 18 ou 20 élèves plutôt que 22-23, politique qui peut être appliquée à 10 ou 20% de la population.

6. Faut-il mieux réduire la taille des classes ou la ségrégation scolaire ?

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. Deux raisons au moins plaident pour cette comparaison. Tout d'abord, 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 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,²⁷ voire *busing*). On peut certes considérer 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

²⁷ 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.

défavorisés ne se retrouvent pas dans des classes trop grosses et éviter qu'ils ne se retrouvent complètement ghettoisés. 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.

La seconde raison pour laquelle cette comparaison s'impose est que ces deux politiques (la discrimination positive et l'intégration sociale) ne sont pas aussi complémentaires qu'il pourrait paraître. Au-delà d'un certain niveau, elles peuvent même devenir franchement substituables. Par exemple, si l'intégration sociale complète a été réalisée (c'est-à-dire si toutes les écoles comptent exactement le même pourcentage d'enfants défavorisés et favorisés), alors la discrimination positive perd tout son sens : cela n'a aucun intérêt de faire du ciblage des moyens si toutes les écoles sont pareilles. De même, les bénéfices de l'intégration sociale sont d'autant plus forts qu'il n'existe aucune véritable politique de ciblage des moyens. Nous présentons dans l'annexe théorique placée en fin d'article un modèle théorique simple permet de quantifier cet arbitrage entre intégration sociale et discrimination positive et de déterminer la meilleure stratégie éducative à suivre (du point de vue de l'optimum rawlsien) en fonction des paramètres estimés pour l'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire.

6.1. Estimation de l'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire

La façon la plus simple d'estimer l'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire 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 α 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).

Ces effets de voisinage, baptisés « peer effects » dans la littérature anglo-saxonne, ont suscité un grand nombre de recherches en économie et en sociologie. De la même façon que pour la taille des classes, les économistes et sociologues de l'éducation qui se sont intéressés à cette question se sont trouvés confrontés au problème de l'endogénéité du voisinage. Il est en effet fort probable que les coefficients α estimés avec l'équation OLS donnée 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 favorisés 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). Pour dépasser ces difficultés, diverses stratégies ont été imaginées. Par exemple, Hoxby (2000) exploite 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 moyen de la classe sur la réussite individuelle.

Les résultats obtenus en estimant l'équation (5) à partir des données du panel 1997 sont indiqués sur le tableau 6.²⁸ Le résultat général est que si les variables mesurant l'environnement social et culturel de l'élève ont un impact qui va généralement dans le bon sens, cet impact est quantitativement relativement faible. Par exemple, le coefficient a 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 (cf. tableau 5). 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).²⁹ 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.

Une partie de l'explication pour la relative faiblesse de cet effet est donnée sur la seconde colonne du tableau 5. Dès lors que l'on introduit également comme variable explicative le score moyen obtenu aux évaluations de CP par les élèves de la classe, le coefficient obtenu pour le pourcentage d'enfants de PCS favorisée augmente sensiblement, passant de 1,373 de 3,701. Cela est dû au fait que le score moyen de CP des élèves de la classe a un impact négatif sur la réussite scolaire individuelle, avec un coefficient de -0,241, impliquant que la score individuel en CE2 baisse de 0,241 point quand le score moyen de la classe de CP augmente de un point.

²⁸ Afin de travailler avec le plus grand nombre possible d'observations et obtenir des estimations plus précises, les régressions dont les résultats sont indiqués sur les tableaux 6, 7 et 8 ont été réalisées sans prendre en compte la taille de classe comme variable explicative. Nous avons cependant vérifié que la prise en compte de la taille de classe ne modifiait pas de façon significative les coefficients obtenus pour les variables « peer effects », et inversement que l'inclusion des variables « peer effects » ne modifiait pas significativement les coefficients obtenus pour la taille des classes, que ce soit en OLS ou en IV (cf. tableau A6).

²⁹ 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. Il serait intéressant de vérifier avec ces données indépendantes si l'on retrouve également l'impact différentiel du capital culturel et du capital cognitif que nous obtenons ici avec les données du panel primaire 1997 (cf. infra).

Autrement dit, le capital culturel des camarades de classe (mesuré par le pourcentage d'enfants de PCS favorisée, ou bien encore par le pourcentage d'élèves dont la mère a au moins le bas, ou le pourcentage d'enfants de nationalité française – les résultats vont dans le même sens dans tous les cas) a bien un impact positif sur la réussite scolaire individuelle, mais le capital cognitif des camarades de classe (mesuré par le score moyen obtenu aux évaluations de CP) a un impact négatif, ce qui limite l'ampleur de l'impact positif du capital culturel (puisque des camarades de classe apportant un capital culturel élevé ont tendance à apporter également un capital cognitif plus important).

Insérer Tableau 6 : L'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire : résultats généraux

Cet impact négatif du capital cognitif des camarades de classe sur la réussite scolaire individuelle constitue un résultat surprenant de prime abord. Il semble pourtant extrêmement robuste. En particulier, il ne s'agit en aucune façon d'un impact négatif de l'hétérogénéité des classes, mais bien du capital cognitif moyen des autres élèves en tant que tel. Si l'on estime séparément l'équation (5) pour différents groupes d'élèves, on constate en effet que l'on retrouve toujours un même coefficient négatif de l'ordre de -0,25 pour le capital cognitif des camarades de classe, et ce aussi bien pour les élèves dont le score de début de CP est inférieur à la moyenne de leur classe que pour les élèves dont le score de début de CP est supérieur à la moyenne de leur classe (cf. tableau 7). Autrement dit, l'hétérogénéité est une mauvaise chose pour les élèves en-dessous de la moyenne qui voient s'envoler la moyenne, mais elle est une excellente chose pour les élèves au-dessus de la moyenne qui voient s'effondrer la moyenne. La seule explication plausible que nous ayons pu trouver pour cette relation est que les enseignants adaptent leur enseignement aux élèves les plus doués de la classe, et qu'il est donc toujours préférable pour bénéficier d'un enseignement adapté d'être le mieux placé possible par rapport à la moyenne de la classe. Un résultat cohérent avec cette hypothèse est que les seuls élèves pour lesquels le coefficient de -0,25 diminue légèrement en valeur absolue sont ceux qui sont très au-dessus de la moyenne de leur classe (le coefficient passe alors à -0,15 environ), et qui n'ont donc plus de souci à se faire concernant leur appartenance à la tête de classe. Ce résultat indique également que

les stratégies d'identification à la Hoxby (2000), qui reposent entièrement sur l'hypothèse que les différentes formes de capital apportés par les camarades de classe ont des effets qui vont tous dans le même sens, sont totalement inopérantes.³⁰

Insérer Tableau 7 : L'impact différentiel du capital cognitif et culturel en fonction de la position de l'élève

Ces résultats légèrement déprimants doivent toutefois être tempérés par les considérations suivantes. Tout d'abord, il est important d'insister sur le fait que l'impact positif du capital culturel des camarades de classe l'emporte quantitativement sur l'impact négatif de leur capital cognitif. Il est toujours préférable pour un élève socialement défavorisé d'avoir d'avantage d'élèves socialement favorisés dans sa classe (même si l'effet serait encore plus positif s'il s'agissait d'élèves socialement favorisés au faible capital cognitif, ce qui est difficile à organiser socialement). Ensuite et surtout, l'impact positif du capital culturel des camarades de classe, même s'il est globalement plus faible que ce à quoi on aurait pu s'attendre, est très sensiblement plus important pour les élèves les plus défavorisés. On constate par exemple que le coefficient moyen de 1,373 obtenu pour le pourcentage d'enfants de PCS favorisée passe en réalité à 5,707 lorsque l'on considère séparément les enfants socialement défavorisés scolarisés dans des écoles défavorisées (définies comme les écoles où le pourcentage d'enfants favorisés est inférieur à la médiane), et que ce coefficient cesse complètement d'être significatif pour les enfants favorisés (cf. tableau 8). Autrement dit, les enfants défavorisés bénéficient nettement plus de l'intégration sociale que les enfants favorisés n'en souffrent. Il s'agit maintenant de comparer l'ampleur de ces effets avec ceux des tailles de classes réduites.

Insérer Tableau 8 : L'impact différentiel du capital culturel (PCS parents) en fonction de la position de l'élève

³⁰ Hoxby, de même d'ailleurs que la plupart des auteurs anglo-saxons, ne disposent pas de données de panel comparables à celles du panel primaire 1997, et ne peuvent mettre en évidence les effets différentiels du capital culturel et du capital cognitif obtenus ici.

6.3. Intégration sociale contre discrimination positive : quelques simulations

Les simulations que nous allons présenter utilisent les équations du modèle théorique présenté en annexe et se concentrent à titre illustratif sur des politiques d'intégration sociale et de discrimination positive définies à partir de la PCS des parents. De la même façon que précédemment, nous allons donc étudier l'inégalité séparant les enfants socialement défavorisés (au sens de la PCS des parents), soit 55,2% des élèves, des enfants socialement favorisés, soit 44,8% des élèves (cf. tableau 1 supra). Ainsi que nous l'avons déjà noté, l'ampleur de la redistribution qu'il est possible de réaliser lorsque la population cible est aussi importante (55,2% de la population) est nécessairement limitée. Il est néanmoins instructif d'analyser laquelle des deux politiques fonctionne le mieux, et sous quelles conditions. Pour étudier la ségrégation sociale, nous distinguerons pour simplifier deux types d'écoles, regroupant chacun le même nombre d'élèves : d'une part les écoles dites défavorisées (définies comme les écoles où le pourcentage d'enfants favorisés est inférieur à la médiane), et d'autre part les écoles dites favorisées (définies comme les écoles où le pourcentage d'enfants favorisés est supérieur à la médiane). Cette séparation dichotomique entre deux groupes d'écoles est suffisant pour constater l'ampleur de la ségrégation sociale actuellement en vigueur en France : le pourcentage moyen d'enfants favorisés est de 44,8% au niveau national (toutes écoles confondus), mais il n'est que de 23,1% dans les écoles défavorisées, et il atteint 66,5% dans les écoles favorisées (cf. tableau 9). On constate un léger ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisées, avec une taille moyenne de classe en CE1 de 22,62 élèves, contre 23,73 dans les écoles favorisées (pour une moyenne générale de 23,16).

Quatre groupes d'élèves doivent donc être distingués : les élèves défavorisés des écoles défavorisées, les élèves défavorisés des écoles favorisées, les élèves favorisés des écoles défavorisées, et les élèves favorisés des écoles favorisées. Nous supposons que l'objectif social est d'augmenter autant que possible le score moyen obtenu aux évaluations de maths de début de CE2 par les élèves défavorisés (indépendamment de leur lieu de scolarisation), ce qui correspond à un objectif social

de type rawlsien.³¹ Dans la situation actuelle, le score moyen obtenu aux évaluations de maths de début de CE2 par les élèves défavorisés est de 63,05 point, contre 70,62 point pour les élèves favorisés, soit un écart de 7,56 point. En utilisant pour l'impact de taille des classes les coefficients habituels de 0,7 pour les élèves défavorisés et 0,25 pour les élèves favorisés, on peut calculer que s'il n'existait aucun ciblage des moyens (et si l'on maintenait en l'état la ségrégation sociale), ce qui reviendrait à instituer une taille de classe moyenne de 23,16 dans les deux zones, alors le score moyen des élèves défavorisés passerait à 62,91 point, et celui des élèves favorisés à 70,69 point, soit un écart de 7,78 point. Par comparaison à cette situation de référence, le léger ciblage des moyens en vigueur dans la situation actuelle permet de réduire cet écart de 2,7% (cf. tableau 9).

Nous allons maintenant considérer deux séries de réformes, l'une centrée sur la discrimination positive, et l'autre sur l'intégration sociale. Dans la première série de réformes, on maintient la ségrégation sociale au niveau élevé observé actuellement (soit 23,1% d'élèves en favorisés en zone favorisée, et 66,5% en zone favorisée), mais on augmente le ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisés en y réduisant progressivement la taille des classes (avec pour contrepartie une augmentation de la taille des classes en zone favorisée, puisqu'on maintient constant le nombre total d'enseignants). Nous avons utilisé pour l'impact de la taille de classe les mêmes coefficients de 0,7 et 0,25 que précédemment.³² On constate sans surprise que le score moyen des élèves défavorisés augmente et que les inégalités diminuent quand on diminue la taille des classes en zone défavorisée, par exemple si l'on passe de 22,62 élèves (situation actuelle) à 19 élèves. Cependant, si l'on fait trop de discrimination positive, alors cela devient contre-productif : une réduction trop forte de la taille de classe en zone défavorisée conduit à une hausse extrêmement élevée de la taille de classe en zone favorisée, dont pâtissent les élèves défavorisés de zone favorisée, si bien que le score moyen des élèves défavorisés se met à diminuer. Cela explique pourquoi le score moyen des élèves défavorisés diminue lorsque l'on diminue la taille de classe de 19 à 18 élèves (cf. tableau 9, réforme n°1).

³¹ Un autre objectif social pourrait consister à maximiser le score obtenu par les élèves défavorisés obtenant le plus faible score (qui ne sont pas nécessairement ceux des écoles défavorisés, par exemple en cas de très fort ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisées), ce qui conduirait à des résultats légèrement différents.

³² Nous avons supposé que le coefficient de 0,7 s'appliquait à tous les élèves défavorisés (qu'ils soient scolarisés en zone défavorisée ou en zone favorisée), et que le coefficient de 0,25 s'appliquait à tous les élèves favorisés (qu'ils soient scolarisés en zone défavorisée ou en zone favorisée), ce qui est conforme aux résultats de nos estimations.

En l'occurrence, on peut calculer que l'optimum rawlsien (à ségrégation sociale donnée) consiste à réduire la taille des classes à 19,1 élèves, et que cela permet de porter le score moyen des élèves défavorisés à 63,56 points et de réduire les inégalités de 19,4%. De façon plus générale, on peut montrer que l'ampleur optimale du ciblage des moyens est une fonction croissante du degré de ségrégation sociale (cf. annexe théorique). Si la ségrégation sociale est très forte, alors il est dans l'intérêt des élèves défavorisés (qui sont presque tous en zone défavorisée) de faire beaucoup de discrimination positive en faveur des écoles défavorisées. Inversement, dans une situation d'intégration sociale complète, le ciblage des moyens est complètement contre-productif (cf. graphique 6).

Insérer Tableau 9 : Faut-il mieux réduire la taille des classes ou la ségrégation scolaire ? Simulations à partir des résultats des estimations précédentes

Considérons maintenant la seconde série de réformes, qui consiste à maintenir constant le degré de ciblage des moyens en vigueur actuellement (22,62 élèves par classe en zone défavorisée, 23,73 en zone favorisée), et à favoriser une plus grande intégration sociale, par exemple au moyen d'une vigoureuse politique du logement, de façon à rapprocher les pourcentages d'enfants favorisés présents dans les deux zones. Nous avons supposé pour ces simulations un coefficient α égal à 5 pour élèves défavorisés et 0 pour les élèves favorisés.³³ Là encore, on constate sans surprise que le score moyen des élèves défavorisés augmente et que les inégalités diminuent quand on fait reculer la ségrégation sociale, par exemple en faisant passer le pourcentage d'enfants favorisés en zone défavorisée de 23,1% à 40% (cf. tableau 9, réforme n°2). On constate cependant que l'intérêt des élèves défavorisés n'est pas d'aller jusqu'à l'intégration complète (qui serait d'avoir 44,8% d'élèves favorisés dans les deux zones). On peut calculer que compte tenu du léger ciblage des moyens en vigueur actuellement en faveur de la zone défavorisée, l'optimum rawlsien est de conserver un certain niveau de ségrégation, avec 40,9% d'élèves favorisés en zone

³³ Nous avons supposé que le coefficient de 5 s'appliquait à tous les élèves défavorisés (qu'ils soient scolarisés en zone défavorisée ou en zone favorisée), et que le coefficient de 0 s'appliquait à tous les élèves favorisés (qu'ils soient scolarisés en zone défavorisée ou en zone favorisée), ce qui est conforme à nos estimations (cf. tableau 8 ; le coefficient applicable aux élèves défavorisés de zone favorisée est estimé très imprécisément compte tenu du faible nombre d'observations, et nous avons supposé pour simplifier le même coefficient que pour les élèves défavorisés de zone défavorisée, ce qui est sans doute un peu trop élevé).

défavorisée et 48,7% en zone favorisée, ce qui permet de porter le score moyen des élèves défavorisés à 63,34 point (cf. tableau 9, réforme n°2). De façon plus générale, on peut montrer que le degré optimal de ségrégation sociale est une fonction croissante de l'ampleur du ciblage des moyens (cf. annexe théorique). Si le ciblage des moyens dépasse un certain seuil, alors l'intérêt des plus défavorisés est la ségrégation sociale maximale (avec 0% d'élèves favorisés en zone favorisée). Inversement, si le ciblage des moyens est faible, alors l'intérêt des plus défavorisés est l'intégration sociale complète (cf. graphique 7).

Insérer Graphique 6 : Le niveau optimal de ciblage des moyens en faveur des écoles favorisés en fonction de l'ampleur de la ségrégation scolaire

Insérer Graphique 7 : Le niveau optimal de ségrégation scolaire en fonction de l'ampleur du ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisées

Ces premiers résultats indiquent que la discrimination positive optimale (pour une ségrégation sociale inchangée) permet d'améliorer (légèrement) plus fortement le score moyen des élèves défavorisés que l'intégration sociale optimale (pour un ciblage des moyens inchangé) : 63,56 point contre 63,34. Si maintenant on calcule l'optimum rawlsien global, en s'autorisant de modifier à la fois le degré de ciblage des moyens et l'ampleur de la ségrégation sociale, alors on constate que cet optimum global repose sur une ségrégation complète et un très fort ciblage des moyens, ce qui permet de porter le score moyen des enfants défavorisés à 64,89 point, soit le même niveau que les enfants favorisés (cf. tableau 9). Autrement dit, les coefficients obtenus pour l'impact de la taille des classes sont suffisamment plus élevés que ceux obtenus pour l'impact de la ségrégation sociale pour que l'optimum social consiste à tout miser sur la discrimination positive, et rien sur l'intégration sociale. Ce résultat semble robuste, dans le sens où il faudrait pour l'inverser estimer des coefficients pour l'impact de la ségrégation sociale nettement plus élevés que ceux que nous avons estimé (cf. annexe théorique).³⁴

Cette conclusion en apparence radicale doit cependant être relativisée pour plusieurs raisons. D'une part, la ségrégation sociale est évidemment susceptible d'avoir bien d'autres effets négatifs que l'impact sur les scores de CE2, qui n'ont pas

³⁴ Or tout indique au contraire que ces coefficients sont sur-estimés, compte tenu du fait que nous n'avons pas pu corriger le biais d'endogénéité du voisinage.

été pris en compte ici. D'autre part, si l'on reste dans le cadre des effets pris en compte ici, il est important d'insister sur le fait que la ségrégation sociale ne peut devenir optimale que pour un niveau extrêmement élevé et sans doute irréaliste de ciblage des moyens. Avec le ciblage des moyens en vigueur actuellement, l'intérêt des plus défavorisés est d'obtenir beaucoup plus d'intégration sociale : 40,9% d'enfants favorisés en zone défavorisée (soit une intégration sociale quasi-complète), contre 23,1% actuellement. Avec un ciblage des moyens caractérisé par 21 élèves par classe en zone défavorisée (ce qui serait déjà très difficile à atteindre), l'optimum pour les défavorisés serait d'avoir près de 30% d'enfants favorisés en zone défavorisée (cf. graphique 6), ce qui est déjà sans doute hors d'atteinte des outils pro-intégration dont nous disposons. Autrement dit, s'il est vraiment que discrimination positive et intégration sociale peuvent devenir des objectifs contradictoires au-delà d'un certain point, la conclusion importante est que pour des niveaux réalistes de discrimination positive (et en particulier pour les niveaux en vigueur actuellement), l'intégration sociale et la discrimination positive sont des outils complémentaires.

7. Extensions et questions ouvertes

Afin de nous concentrer sur l'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire et des politiques de réductions ciblées de tailles de classes sur les inégalités scolaires, nous avons volontairement laissé de côté plusieurs questions importantes, auxquelles les données disponibles ne nous permettent de répondre qu'imparfaitement.

7.1. Faut-il mieux réduire la taille des CP ou la taille des 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 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.

7.2. Les cours multiples ont-ils un impact négatif sur la réussite scolaire ?

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,³⁵ 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 2 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).³⁶ 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).³⁷

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.³⁸ 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

³⁵ 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. graphique A1).

³⁶ Cf. tableau A2. 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.

³⁷ Cf. tableau A2.

³⁸ Cf. tableau A3.

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 en cours multiple que nous avons trouvé pour les élèves de CE1 ne se généralise pas aux enfants plus âgés.³⁹

7.3. Faut-il faire redoubler les élèves ou réduire les tailles de classes ?

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.⁴⁰ 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 sur le tableau A5. On constate que si l'on ne prend en

³⁹ Pour une étude américaine récente concluant à l'impact globalement négatif des cours multiples, cf. Sims (2003).

⁴⁰ 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.

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 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.⁴¹

Nous avons également ré-estimés 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.⁴²

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

⁴¹ 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.

⁴² Cf. 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).

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 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 point 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).⁴³ 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 CE2,⁴⁴ et que le rendement du redoublement semble comparativement plus fort en français qu'en mathématiques.⁴⁵

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

⁴³ Sans compter que nous ne prenons pas en compte ici le « peer effect » négatif des redoublants sur les autres élèves.

⁴⁴ 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.

⁴⁵ Le redoublement a un impact positif plus fort sur les scores de français, qui inversement sont moins fortement affectés par la taille des classes.

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 limites des données disponibles impliquent qu'il nous est également 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 CE1,⁴⁶ 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).

7.4. Peut-on estimer le rendement économique des tailles de classe réduites ?

Idéalement, il serait également très intéressant de pouvoir calculer le rendement de l'investissement représenté par la réduction des tailles de classes, en comparant le coût de cette politique (notamment en termes de salaires pour les enseignants supplémentaires) et les bénéfices attendus. Les bénéfices attendus viennent notamment du fait que de meilleures compétences en mathématiques et en français à l'entrée en CE2 peuvent se traduire par de meilleures diplômes lors des études ultérieures, de plus grandes capacités cognitives à l'âge adulte, et finalement des productivités et des salaires plus importants (et des taux de chômage plus faibles). La difficulté est que nous ne disposons d'aucune donnée permettant de connaître avec précision l'impact des scores de début de CE2 sur la carrière professionnelle future, si bien que le calcul de tels rendements doit nécessairement reposer sur des hypothèses hautement incertaines. Par ailleurs, de tels calculs de rendement de l'investissement éducatif reviennent à supposer que l'objectif unique de l'éducation est d'augmenter la productivité des personnes concernées, ce qui n'est pas le cas (ce n'est peut-être même pas l'objectif principal). Nous avons néanmoins tenté l'exercice, en supposant alternativement qu'une augmentation d'un écart-type de la distribution des scores de début de CE2 se traduisait à l'âge adulte en une

⁴⁶ Cf. tableau A5.

augmentation d'un écart-type de la distribution des salaires (hypothèse haute) et qu'elle se traduisait en une augmentation d'un écart-type de la distribution des salaires prédits par la qualification finale (hypothèse basse). Nous avons également fait différentes hypothèses suivant qu'il soit nécessaire ou non de réduire les tailles de classes durant toute la scolarité pour obtenir de tels effets. Nous obtenons des taux de rendement extrêmement élevés, y compris dans l'hypothèse la plus défavorable (taux de rendement de 49% pour un coefficient de 0,7, et de 21% pour un coefficient de 0,3).⁴⁷ Nous insistons cependant sur le fait que ces estimations préliminaires sont hautement incertaines et doivent être maniées avec la plus extrême précaution.

7.5. Réplication des mêmes résultats avec les échantillons annuels

Ainsi que nous l'avons noté plus haut (cf. section 2 supra), les données du panel 1997 ne constituent pas la seule source permettant d'étudier l'impact de 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 an ;⁴⁸ 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.⁴⁹ 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 apparemment pas été conservés, de même que les échantillons académiques antérieurs à 2001).

⁴⁷ Cf. tableau A7.

⁴⁸ 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).

⁴⁹ 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).

Par comparaison à aux données du panel primaire 1997, l'inconvénient de ces échantillons annuels collectés par la Sdeva est que informations dont nous disposons sur les élèves sont extrêmement limitées en dehors des évaluations elles-mêmes : les élèves ne sont observées 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.⁵⁰ 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,⁵¹ mais le fait que le fait que la stratégie de variable instrumentale donne les mêmes résultats qualitatifs confirme la pertinence de la méthode.

Annexe théorique : discrimination positive contre intégration sociale

Nous présentons ici le modèle théorique utilisé pour réaliser les simulations de réforme présentées dans la section 6.3.

Elèves défavorisés et écoles défavorisées : définitions

⁵⁰ Cf. tableau A8.

⁵¹ 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.

Considérons un nombre total d'élèves N . Supposons que ces élèves peuvent être de deux types : type 0 (socialement défavorisés) ou type 1 (socialement favorisés). La proportion d'élèves favorisés pour l'ensemble des élèves est notée p^* .

Supposons que les élèves se répartissent en deux zones : la zone 0, qui comprend une proportion $1-\mu$ des élèves, et la zone 1, qui comprend une proportion μ des élèves. La proportion d'élèves favorisés dans la zone 0 est égale à p_0 , la proportion d'élèves favorisés dans la zone 1 est égale à p_1 , et on suppose $p_0 \leq p_1$ (la zone 0 est la zone défavorisée). Par construction, p_0 et p_1 sont reliés par l'équation suivante :

$$(1-\mu) p_0 + \mu p_1 = p^* \quad (1)$$

soit $p_1 = (p^* - (1-\mu)p_0)/\mu$

La taille des classes en zone 0 est notée n_0 , et la taille des classes en zone 1 est notée n_1 . A priori $n_0 \leq n_1$, i.e. la discrimination positive est en faveur de la zone défavorisée. On note n^* la taille moyenne des classes pour l'ensemble des élèves. On raisonne à nombre total d'enseignants N/n^* constant, ce qui implique que n^* est constant et que n_0 et n_1 sont reliés par l'équation suivante :

$$(1-\mu)/n_0 + \mu/n_1 = 1/n^* \quad (2)$$

soit $n_1 = \mu/(1/n^* - (1-\mu)/n_0)$

Deux cas doivent être distingués, suivant les valeurs prises par μ et p^* :

Cas A : $p^* < \mu$

Dans ce cas, la zone 1 est assez vaste pour accueillir tous les élèves favorisés, et la ségrégation maximale correspond à une situation où la zone 0 ne contient que des élèves défavorisées ($p_0 = p_{0\min} = 0$), et où la zone 1 contient tous les élèves favorisés et le reliquat d'élèves défavorisés ($p_1 = p^*/\mu$). Inversement, l'intégration sociale complète correspond à $p_0 = p_1 = p^*$. Le paramètre d'intégration sociale p_0 peut donc varier sur l'intervalle $[0 ; p^*]$. Quand à la taille de classe n_0 , paramètre qui mesure l'intensité de la discrimination positive, il peut prendre une valeur minimale $n_0 = (1-\mu)n^*$ (qui correspond à une situation de discrimination positive maximale, où tous les

enseignants sont affectés zone 0, et où la taille moyenne des classes n_1 en zone 1 tend vers l'infini), et une valeur maximale $n_0=n_1=n^*$ (qui correspond à une absence totale de discrimination positive). Le paramètre de discrimination positive n_0 peut donc varier sur l'intervalle $[(1-\mu)n^* ; n^*]$.

Ce cas A correspond par exemple au cas envisagé dans les simulations présentées sur le tableau 9 (section 6), avec $p^*=44,8\%$ (la proportion d'élèves favorisés en France, lorsque l'on définit ces derniers par une PCS parentale cadre, prof. Intermédiaire ou indépendant), $\mu=50\%$ (puisque la zone 0 a été définie comme incluant les élèves des écoles où le pourcentage d'enfants favorisés est inférieur à la médiane) et $n^*=23,16$ (la taille moyenne de classe de CE1 en France). Pour ces paramètres, p_0 peut varier sur l'intervalle $[0 ; 44,8\%]$ et n_0 sur $[11,58 ; 23,16]$.

Cas B : $p^* > \mu$

Dans ce cas, la zone 1 n'est pas assez vaste pour accueillir tous les élèves favorisés, et la ségrégation maximale correspond à une situation où la zone 1 ne contient que des élèves défavorisés ($p_1=1$), et où la zone 0 contient tous les élèves défavorisés et le reliquat d'élèves favorisés ($p_0=p_{0\min}=(p^*-\mu)/(1-\mu)$). L'intégration sociale complète correspond toujours à $p_0=p_1=p^*$. p_0 varie donc sur l'intervalle $[(p^*-\mu)/(1-\mu) ; p^*]$. n_0 varie toujours sur l'intervalle $[(1-\mu)n^* ; n^*]$.

Scores et objectif social rawlsien

On note s_{00} le score obtenu aux évaluations par les élèves défavorisés de zone défavorisée, s_{01} le score obtenu par les élèves défavorisés de zone favorisée, s_{10} le score obtenu par les élèves favorisés de zone défavorisée, et s_{11} le score obtenu par les élèves favorisés de zone favorisée. On observe les scores initiaux s_{00i} , s_{01i} , s_{10i} et s_{11i} obtenus par les uns et les autres, ainsi que les paramètres initiaux p_{0i} , p_{1i} , n_{0i} , n_{1i} . On suppose que le score obtenu par ces différents groupes dépend linéairement de la proportion d'enfants favorisés p et de la taille de classe n en vigueur dans la zone dans laquelle ils sont amenés à se trouver (qui n'est pas nécessairement leur zone initiale, si le niveau de ségrégation sociale change, de telle sorte que certains élèves passent d'une zone à l'autre) :

$$s_{00} = s_{00i} + a_0 (p - p_{0i}) - b_0 (n - n_{0i})$$

$$s_{01} = s_{01i} + a_0 (p - p_{1i}) - b_0 (n - n_{1i})$$

$$s_{10} = s_{10i} + a_1 (p - p_{0i}) - b_1 (n - n_{0i})$$

$$s_{11} = s_{11i} + a_0 (p - p_{0i}) - b_0 (n - n_{0i})$$

On s'autorise donc à ce que l'ampleur de l'impact de la taille des classes et la ségrégation sociale soit différent pour les élèves défavorisés et favorisés. Dans les simulations de la section 6 (tableau 9), nous avons retenu les paramètres suivants, issus de nos estimations : $a_0 = 5$, $a_1 = 0$, $b_0 = 0,7$, $b_1 = 0,25$.

On note s_0 le score moyen obtenu par les élèves défavorisés (indépendamment de la zone dans laquelle ils se trouvent) et s_1 le score moyen obtenu par les élèves favorisés (indépendamment de la zone dans laquelle ils se trouvent). Des calculs simples conduisent aux équations suivantes :

$$(1-p^*) s_0 = r_{0i} + (1-\mu)(1-p_0)(a_0p_0 - b_0n_0) + \mu(1-p_1)(a_0p_1 - b_0n_1) \quad (3)$$

$$p^* s_1 = r_{1i} + (1-\mu)p_0(a_1p_0 - b_1n_0) + \mu p_1(a_1p_1 - b_1n_1) \quad (4)$$

$$\text{(avec } r_{0i} = (1-\mu)(1-p_{0i})(s_{00i} - a_0p_{0i} + b_0n_{0i}) + \mu(1-p_{1i})(s_{01i} - a_0p_{1i} + b_0n_{1i})$$

$$\text{et } r_{1i} = (1-\mu)p_{0i}(s_{10i} - a_1p_{0i} + b_1n_{0i}) + \mu p_{1i}(s_{11i} - a_1p_{1i} + b_1n_{1i}))$$

En remplaçant dans l'équation (3) p_1 par sa valeur en fonction de p_0 (équation (1)) et n_1 par sa valeur en fonction de n_0 (équation (2)), on obtient une fonction $s_0(p_0, n_0)$, dont il est facile de voir qu'elle est concave par rapport à ses deux arguments. On s'intéresse à l'optimum social rawlsien, c'est-à-dire aux politiques d'intégration sociale p_0 et de discrimination positive n_0 qui permettent de maximiser le score moyen $s_0(p_0, n_0)$ obtenu par les élèves défavorisés.

Détermination des optimas partiels

En différentiant la fonction $s_0(p_0, n_0)$ par rapport à n_0 , on obtient que pour un p_0 donné (réforme n°1 dans le tableau 9, section 6), le maximum de la fonction $s_0(p_0, n_0)$ est atteint pour un $n_0^*(p_0)$ donné par l'équation suivante :

$$n_0^*(p_0) = (1-\mu) n^* + \mu n^* [1-1/\mu+(1-p^*)/(\mu(1-p_0))]^{0,5} \quad (5)$$

$n_0^*(p_0)$ est une fonction croissante de p_0 et vaut n^* si $p_0=p^*$ (i.e. la discrimination positive est inutile en cas d'intégration sociale complète). Inversement, lorsque la ségrégation sociale est maximale ($p_0=0$ dans le cas A), la discrimination positive prend sa valeur maximale, soit :

$$n_{0\min} = n_0^*(0) = (1-\mu) n^* + \mu n^* [1-p^*/\mu]^{0,5} \quad (6)$$

On notera que $(1-\mu)n^* < n_{0\min} < n^*$, i.e. la discrimination positive maximale dans le cas A ne consiste pas à mettre tous les enseignants en zone 0 (cela vient du fait qu'il existe des élèves défavorisés en zone 1, que le critère rawlsien moyen prend en compte). Pour les paramètres retenus dans nos simulations ($p^*=44,8\%$, $\mu=50\%$ et $n^*=23,16$), on obtient $n_{0\min} = 15,31$. La courbe $n_0^*(p_0)$ correspondante est représentée sur le graphique 6.

Dans le cas B, $n_0^*(p_0)$ est également donné par l'équation (5), mais la ségrégation maximale correspond à $p_0=(p^*-\mu)/(1-\mu)$, soit $n_0^*(p_0)=n_{0\min}=(1-\mu)n^*$ (puisque aucun enfant défavorisé ne se trouve en zone 1, autant mettre tous les enseignants en zone 0).⁵²

En différentiant la fonction $s_0(p_0, n_0)$ par rapport à p_0 , on obtient que pour un n_0 donné (réforme n°2 dans le tableau 9, section 6), le maximum de la fonction $s_0(p_0, n_0)$ est atteint pour un $p_0^*(n_0)$ donné par l'équation suivante :

Si $n_0 < n_{0s}$, alors $p_0^*(n_0) = p_{0\min}$

Si $n_0 > n_{0s}$, alors $p_0^*(n_0) = p^* - \mu b_0 (\mu n^*/(1-(1-\mu)n^*/n_0) - n_0)/2a_0 \quad (7)$

(avec $n_{0s} = (n^* - 2a_0 p^*/\mu b_0 + [(n^* - 2a_0 p^*/\mu b_0)^2 + 8a_0 p^* n^* (1-\mu)/\mu b_0]^{0,5})/2$ (cas A)

ou $n_{0s} = (n^* - 2a_0(1-p^*)/(1-\mu)b_0 + [(n^* - 2a_0(1-p^*)/(1-\mu)b_0)^2 + 8a_0(1-p^*)n^*/b_0]^{0,5})/2$ (cas B))

⁵² En pratique, cette solution extrême n'est jamais choisie, puisque le score moyen des enfants défavorisés dépasserait alors celui des enfants favorisés, et ils cesseraient donc d'être les plus défavorisés au sens rawlsien (dans les simulations réalisées, lorsque ce cas de figure se présente, nous avons toujours retenu le niveau de ciblage permettant d'égaliser la situation des deux types d'enfants, et non le ciblage maximal).

$p_0^*(n_0)$ est une fonction croissante de n_0 et vaut p^* si $n_0=n^*$ (i.e. l'intégration sociale complète est optimale en l'absence de discrimination positive). Si la discrimination positive est suffisamment forte ($n_0 < n_{0s}$), alors l'intérêt des élèves défavorisés est d'opter pour une ségrégation sociale maximale. Pour les paramètres retenus, $n_{0s}=18,41$. La courbe $p_0^*(n_0)$ est représentée sur le graphique 7.

Détermination de l'optimum rawlsien global

Supposons que l'on puisse maintenant jouer sur les deux leviers politiques (politique d'intégration sociale p_0 et politique de discrimination positive n_0) et que l'on cherche à déterminer la combinaison (p_0^*, n_0^*) permettant de maximiser le score moyen $s_0(p_0, n_0)$ obtenu par les élèves défavorisés. La proposition suivante caractérise la forme prise en pratique par cet optimum global rawlsien :

Proposition : La forme de l'optimum global rawlsien (p_0^*, n_0^*) est entièrement déterminée par le ratio $q=a_0/b_0$. Il existe des seuils $q^{**} \geq q^* > 0$ tels que :

- (i) Si $q > q^{**}$, alors l'optimum global est l'intégration sociale complète et l'absence de discrimination positive : $p_0^*=p^*$, $n_0^*=n^*$
- (ii) Si $q < q^*$, alors l'optimum global est la ségrégation sociale complète et la discrimination positive maximale : $p_0^*=p_{0min}$, $n_0^*=n_{0min}$
- (iii) Si $q^* < q < q^{**}$, alors l'optimum global est un optimum intérieur, avec $p_{0min} < p_0^* < p^*$ et $n_{0min} < n_0^* < n^*$

Cette proposition est extrêmement intuitive. Le ratio $q=a_0/b_0$ mesure le rapport entre l'importance des « peer effects » et l'importance de l'effet « taille de classe ». Si q est suffisamment élevé, alors il est plus efficace d'axer une stratégie de réduction des inégalités sur l'intégration sociale et de ne pas avoir recours à la discrimination positive. Inversement, si q est suffisamment faible, il est préférable d'avoir recours à une discrimination positive maximale, ce qui exige une ségrégation sociale également maximale. Dans le cas intermédiaire, il est optimal de jouer sur les deux tableaux.

Les seuils q^* et q^{**} peuvent être déterminés explicitement en fonction des paramètres p^* , μ et n^* (cf. preuve de la proposition infra). Pour certaines valeurs des paramètres, $q^*=q^{**}$, i.e. il n'existe pas de cas intermédiaire et l'optimum global est

toujours un optimum extrême (intégration sociale maximale ou discrimination positive maximale). C'est en particulier le cas pour les paramètres $p^*=44,8\%$, $\mu=50\%$ et $n^*=23,16$ retenus dans les simulations, pour lesquels on obtient $q^*=q^{**}=13,25$. Avec les paramètres estimés $a_0=5$ et $b_0=0,7$, on a $q=7,1$. On est donc assez largement dans le cas $q < q^*$, c'est-à-dire dans le cas où l'optimum global met en jeu une discrimination positive maximale.

Preuve de la proposition (sketch) :

Définissons les seuils q_1 , q_2 et q_3 de la façon suivante. q_1 est défini comme le ratio $q=a_0/b_0$ tel que $n_{0min}=n_{0s}$ (si $q > q_1$ alors $n_{0min} > n_{0s}$, et si $q < q_1$ alors $n_{0min} < n_{0s}$). En utilisant les formules (6) et (7), on obtient pour le cas A :

$$q_1 = \mu n^* (1 - [1 - p^*/\mu]^{0,5}) (1 - \mu + \mu [1 - p^*/\mu]^{0,5}) / (2p^* [1 - p^*/\mu]^{0,5}) \quad (8)$$

q_2 est défini comme le ratio $q=a_0/b_0$ tel que $s_0(p_0=p^*, n_0=n^*)=s_0(p_0=p_{0min}, n_0=n_{0min})$ (si $q > q_2$ alors $s_0(p_0=p^*, n_0=n^*) > s_0(p_0=p_{0min}, n_0=n_{0min})$, et si $q < q_2$ alors $s_0(p_0=p^*, n_0=n^*) < s_0(p_0=p_{0min}, n_0=n_{0min})$). En utilisant les équations (1), (2) et (3), on obtient pour le cas A :

$$q_2 = \mu n^* ((2\mu - p^*) [1 - p^*/\mu]^{0,5} - 2(\mu - p^*)) / (p^{*2} [1 - p^*/\mu]^{0,5}) \quad (9)$$

Enfin, q_3 est défini comme le ratio $q=a_0/b_0$ tel que $p_0^{**}(n_0=n^*)=1/n_0^{**}(p_0=p^*)$ (si $q > q_3$ alors $p_0^{**}(n_0=n^*) < 1/n_0^{**}(p_0=p^*)$, et si $q < q_3$ alors $p_0^{**}(n_0=n^*) > 1/n_0^{**}(p_0=p^*)$). En utilisant les équations (5) et (7), on obtient :

$$q_3 = n^*/4(1 - p^*) \quad (10)$$

Alors on peut montrer que $q^{**}=\max(q_2, q_3)$ et $q^*=\min(q_1, q_2)$. Cela découle directement de la concavité de $p_0^*(n_0)$ et du fait que $n_0^{***}(p_0) > 0$ (il suffit d'examiner séparément les cas $q_1 > q_2 > q_3$, $q_1 > q_3 > q_2$, etc. ; cf. graphiques 6 et 7). Avec les paramètres retenus, on a $q_1=17,97$, $q_2=13,25$ et $q_3=10,49$, d'où $q^*=q^{**}=13,25$.

Références

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

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

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

D. Goux et E. Maurin, "Neighborhood Effects on Performance at School", Crest, 2004

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)

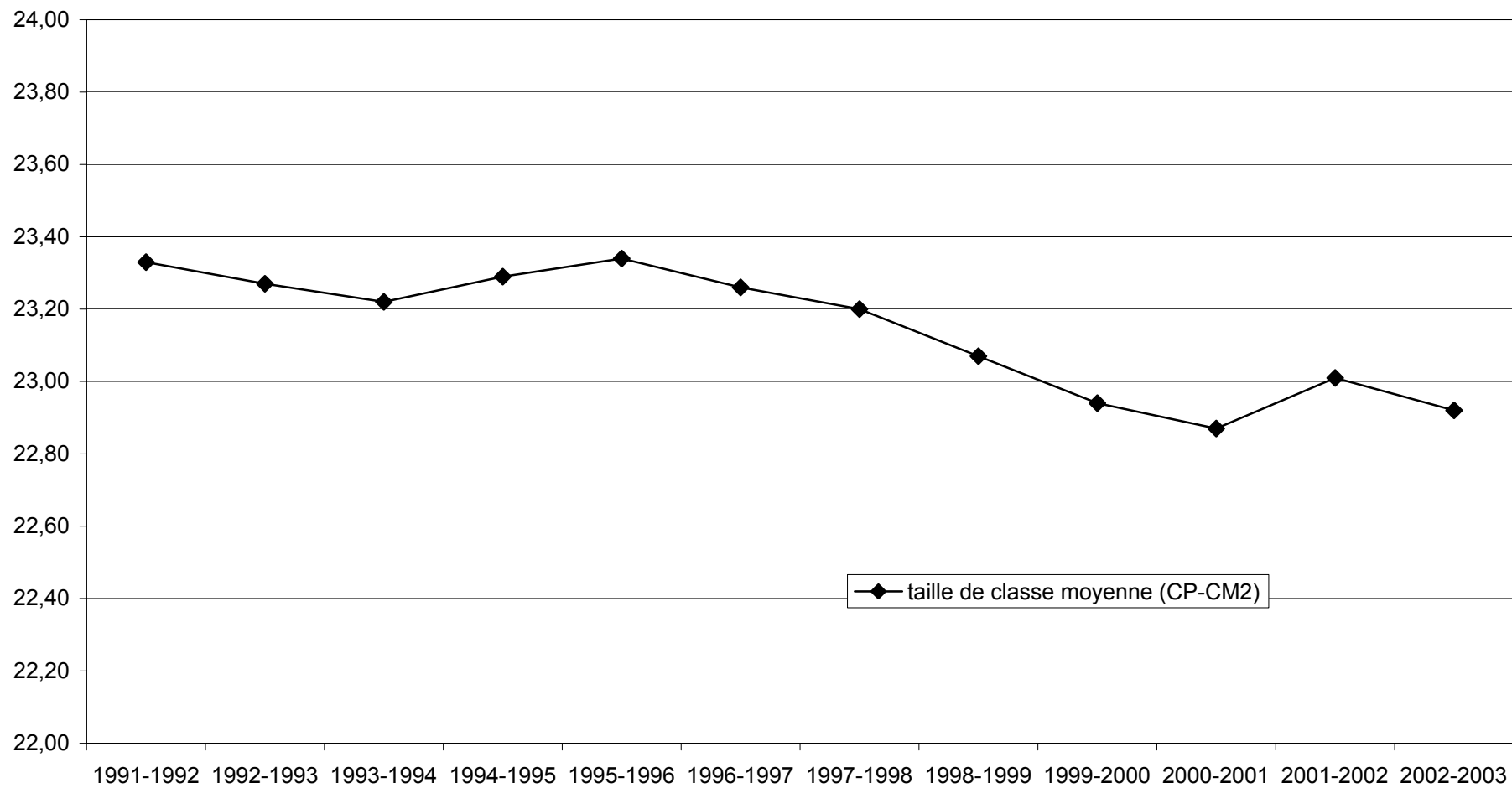
F. Oeuvarard, "Les performances en français et en mathématiques des écoles à classe unique", Education et formations 43 (1995), pp.113-116

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

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

L. Wössman et M. West, "Class-Size Effects in School Systems Around the World: Evidence from Between-Grade Variation in TIMSS", Kiel et Harvard, 2002

Graphique 1: La taille moyenne des classes dans les écoles primaires françaises, 1991-2003



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

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	66,73	68,20
(s.d)	100,0%	(3,56)	(3,72)	(12,90)	(15,13)	(15,49)
[N.obs.]		[9 639]	[8 835]	[9 529]	[7 191]	[7 191]
Zep = 0	87,4%	22,36	23,33	70,00	67,64	69,24
(s.e.)		(0,04)	(0,04)	(0,14)	(0,18)	(0,18)
Zep = 1	12,6%	21,67	21,91	62,02	58,62	58,99
(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	68,03	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 de l'auteur 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 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.

Tableau 2: L'impact de la taille des classes 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		Elèves avec score CP inférieur à la médiane	Elèves avec score CP supérieur à la médiane
Taille de la classe de CE1 (s.e.)	0,169 ** (0,066)	-0,205 *** (0,077)	-0,312 *** (0,065)	-0,449 *** (0,109)	-0,183 ** (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]

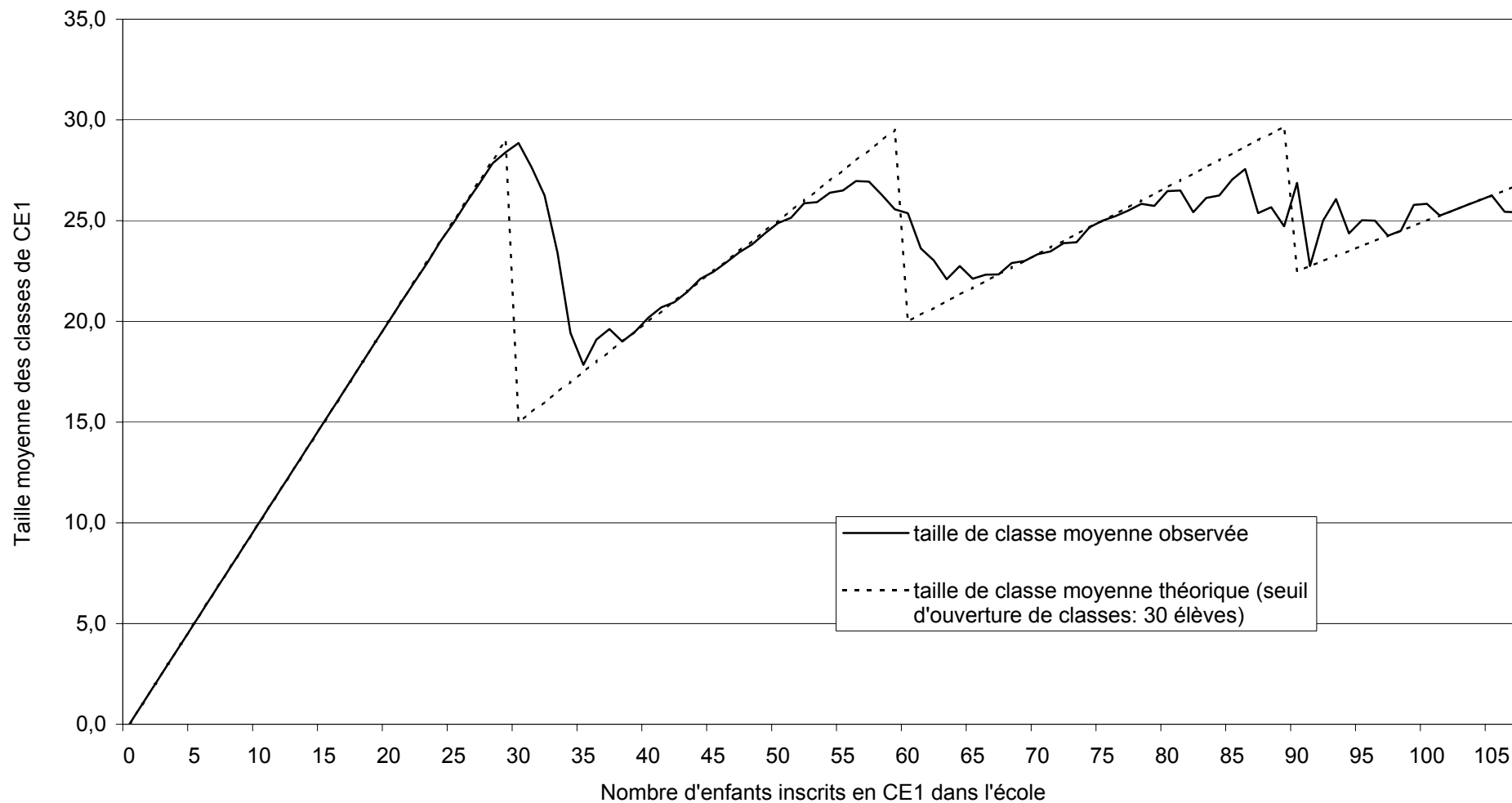
Partie B: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrée 1999)

		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 (s.e.)	0,255 *** (0,068)	-0,145 * (0,076)	-0,254 *** (0,065)	-0,447 *** (0,105)	-0,103 (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 de l'auteur à partir du panel primaire 1997 (MEN-DEP)

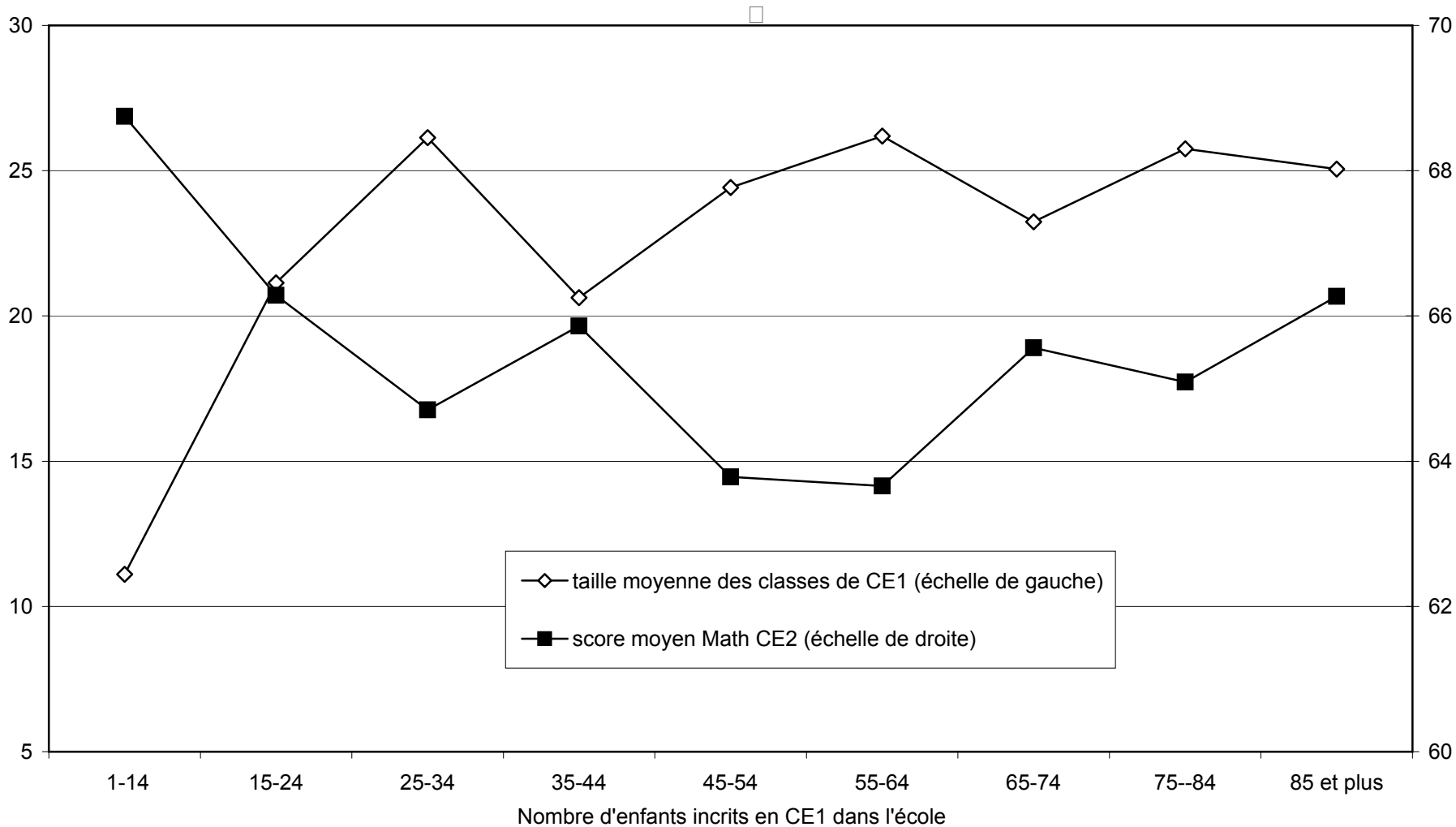
Lecture : Quand la taille de classe de CE1 augmente d'un élève, le score moyen obtenu aux évaluations de maths de début de CE2 augmente de 0,169 point. Mais dès lors que l'on raisonne à caractéristiques socio-démographiques observables données ("toutes choses égales par ailleurs"), le score moyen diminue 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%). Ces régressions portent sur les élèves de CE1 scolarisés en cours unique (c'est-à-dire dans une classe contenant uniquement des élèves de)

Graphique 2: 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)



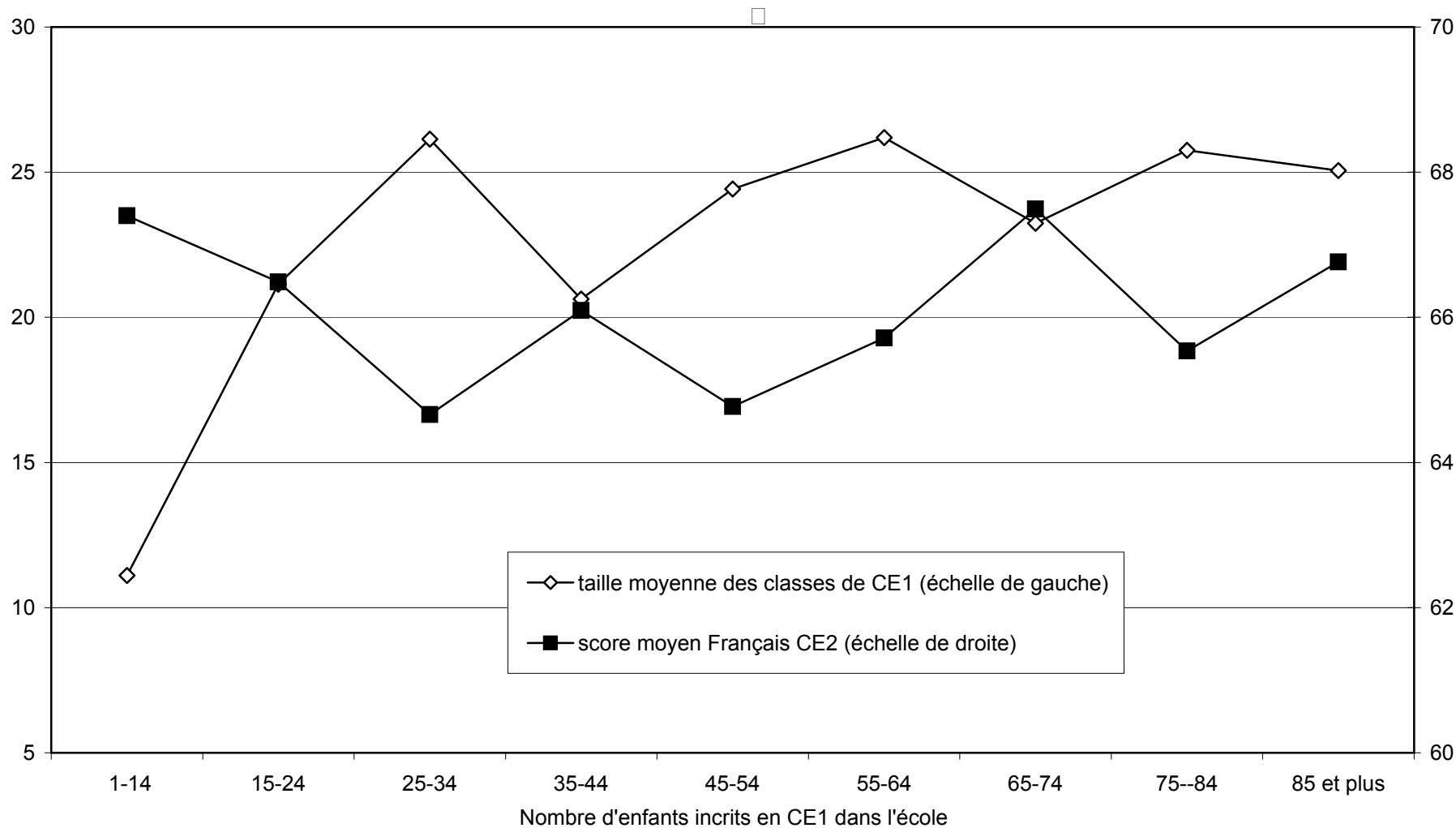
Source: Calculs de l'auteur à partir des fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19)

Graphique 3: 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)



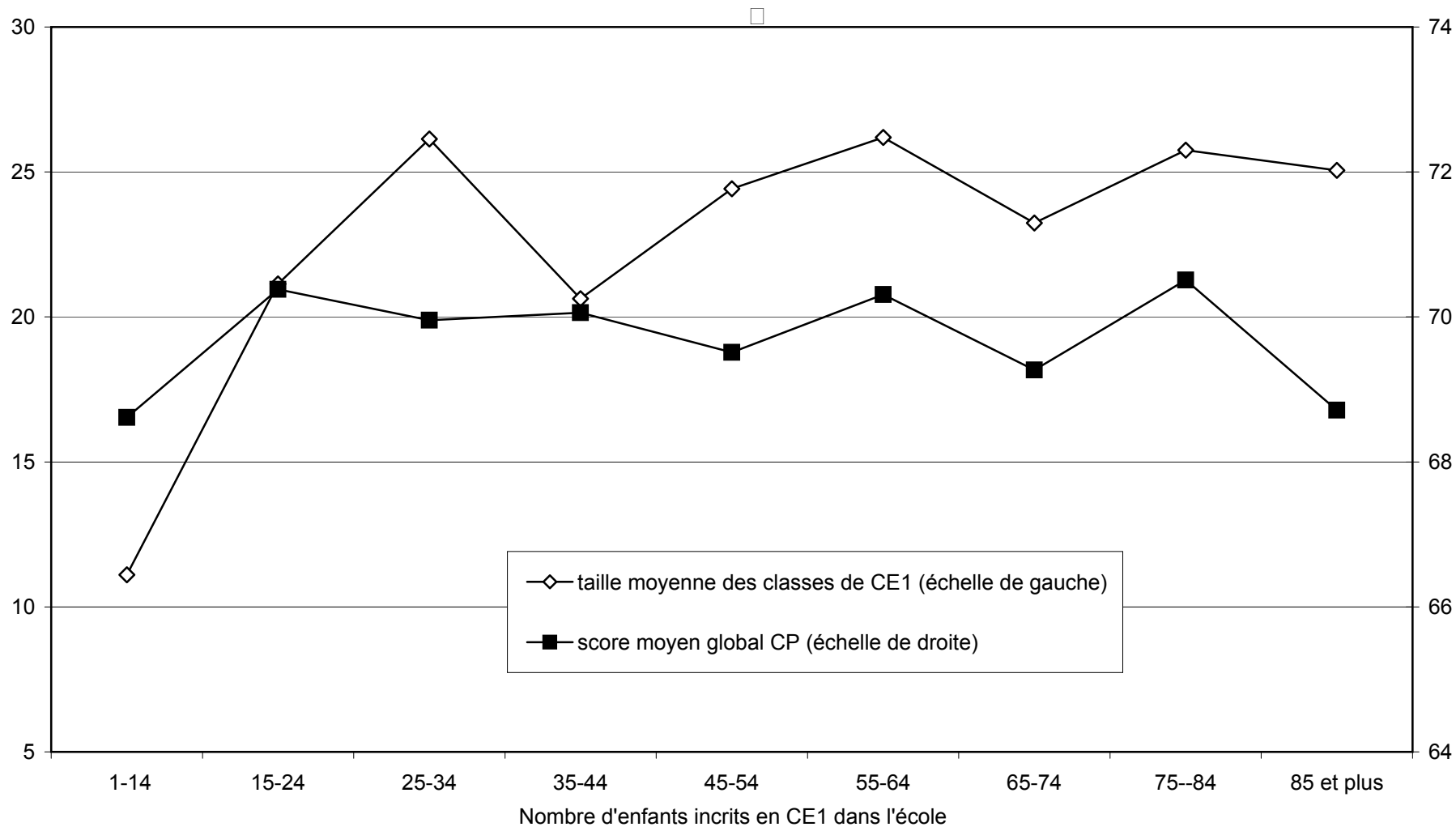
Source : Calculs de l'auteur à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (cf. tableau A1)

Graphique 4: 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 de l'auteur à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (cf. tableau A1)

Graphique 5: 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 de l'auteur à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (cf. tableau A1)

Tableau 3: 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 de l'auteur 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 4: 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 de l'auteur 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%).

Tableau 5: L'impact d'une politique ciblée de réduction des tailles de classes sur les inégalités scolaires: simulations à partir des résultats des estimations précédentes

Partie A: Ciblage en fonction de l'appartenance à une Zep				
	Situation de référence: aucun ciblage	Situation actuelle: faible ciblage en faveur des Zep	Réforme n°1: fort ciblage en faveur des Zep	Réforme n°2: très fort ciblage en faveur des Zep (égalité des chances)
Taille de classe moyenne des classes en Zep	23,16	21,91	18,00	10,65
Taille de classe moyenne des classes hors Zep	23,16	23,33	24,16	27,88
Score évaluation math CE2 des enfants en Zep	57,75	58,62	61,36	66,50
Score évaluation math CE2 des enfants hors Zep	67,68	67,64	67,43	66,50
Ecart absolu en points	9,94	9,02	6,08	0,00
Réduction de l'écart par rapport à la situation de référence (%)		9,2%	38,9%	100,0%
Partie B: Ciblage en fonction de la PCS des parents				
	Situation de référence: aucun ciblage	Situation actuelle: faible ciblage en faveur des enfants défavorisés	Réforme n°1: fort ciblage en faveur des enfants défavorisés	Réforme n°2: très fort ciblage en faveur des enfants défavorisés (égalité des chances)
Taille de classe moyenne des enfants défavorisés	23,16	22,81	20,00	17,41
Taille de classe moyenne des enfants favorisés	23,16	23,55	28,73	38,97
Score évaluation math CE2 des enfants défavorisés	62,69	62,94	64,90	66,72
Score évaluation math CE2 des enfants favorisés	70,67	70,57	69,28	66,72
Ecart absolu en points	7,98	7,64	4,37	0,00
Réduction de l'écart par rapport à la situation de référence (%)		4,3%	45,2%	100,0%

Source : Simulations réalisées à partir des estimations précédentes (cf. tableaux 1 et 4). Pour ce qui concerne l'impact d'une augmentation de la taille des classes d'un élève sur les scores de début de CE2, nous avons retenu des coefficients de 0,7 (enfants en Zep et enfants défavorisés) et 0,25 (enfants hors Zep et enfants favorisés).

Lecture : D'après nos estimations, la politique actuelle de faible ciblage des moyens en faveur des Zep permet de réduire de 9,2% l'écart de réussite scolaire entre enfants en Zep et enfants hors Zep (par rapport à ce que serait cet écart en l'absence de toute politique de ciblage des moyens). Une politique de fort ciblage des moyens (taille de classe moyenne de 18 élèves en Zep) permettrait de réduire l'écart de 38,9%. La partie B de ce tableau réalise des simulations similaires en décomposant la population des élèves non pas entre élèves en Zep et élèves hors Zep (soit 12,6% et 87,4% des élèves, cf. tableau 1), mais entre élèves défavorisés et favorisés, au sens de la PCS des parents (soit 55,1% et 44,9% des élèves, cf. tableau 1). On fait ici l'hypothèse implicite qu'il est possible de cibler parfaitement les moyens en faveur des élèves défavorisés, ce qui suppose une ségrégation scolaire complète (pour une prise en compte explicite des effets de ségrégation, cf. tableau 9). Toutes les simulations sont toujours à moyens constants.

Tableau 6: L'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire: résultats généraux

Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999)	Tous les élèves					
PCS parents = favorisée (au niveau individuel)	2,046 *** (0,322)	2,003 *** (0,319)	2,112 *** (0,322)	2,102 *** (0,319)	2,174 *** (0,318)	2,328 *** (0,316)
% PCS parents = favorisée dans la classe de l'élève	1,373 ** (0,554)	3,701 *** (0,588)				
Diplôme mère = élevé (au niveau individuel)	2,567 *** (0,327)	2,474 *** (0,324)	2,588 *** (0,327)	2,512 *** (0,324)	2,655 *** (0,325)	2,709 *** (0,322)
% Dipl. mère = élevé dans la classe de l'élève			0,788 (0,545)	2,961 *** (0,578)		
Nationalité élève = étranger (au niveau individuel)	-1,242 (1,016)	-1,163 (1,007)	-1,369 (1,020)	-1,377 (1,011)	-1,106 (1,020)	-0,885 (1,012)
% Nat. élève = étranger dans la classe de l'élève					-2,709 ** (1,365)	-5,866 *** (1,390)
Score aux évaluations de CP (au niveau individuel)	0,795 *** (0,014)	0,851 *** (0,015)	0,796 *** (0,014)	0,850 *** (0,015)	0,796 *** (0,014)	0,848 *** (0,015)
Score moyen aux évaluat. de CP dans la classe de l'élève		-0,241 *** (0,022)		-0,233 *** (0,022)		-0,212 *** (0,021)
Elève = fille (au niveau individuel)	-1,053 *** (0,287)	-1,078 *** (0,284)	-1,056 *** (0,287)	-1,087 *** (0,285)	-1,052 *** (0,287)	-1,071 *** (0,284)
% Elève = fille dans la classe de l'élève	-0,396 (0,688)	-0,060 (0,682)	-0,415 (0,689)	-0,167 (0,683)	-0,467 (0,688)	-0,268 (0,683)
Semestre naissance = 2 (au niveau individuel)	-1,236 *** (0,290)	-0,988 *** (0,288)	-1,275 *** (0,290)	-1,074 *** (0,288)	-1,260 *** (0,290)	-1,076 *** (0,288)
% Semestre naissance = 2 dans la classe de l'élève	-0,665 (0,672)	-1,469 ** (0,670)	-0,776 (0,672)	-1,645 ** (0,671)	-0,798 (0,671)	-1,692 ** (0,672)
[N.obs.]	[6 288]	[6 288]	[6 274]	[6 274]	[6 288]	[6 288]

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

Lecture : Quand le % d'enfants favorisés (définis par la PCS des parents; cf. tableau 1) dans la classe de l'élève passe de 0% à 100%, alors le score obtenu par l'élève aux évaluations de maths de début de CE2 augmente de 1,373 point. Si l'on contrôle pour le score moyen global obtenu aux évaluations de début de CP par les enfants de la classe de l'élève, alors le coefficient passe de 1,373 à 3,701 points, ce qui s'explique par le fait que le coefficient sur le score global moyen CP est négatif (-0,241). Autrement dit, le capital culturel des camarades de classe a un impact positif sur la réussite scolaire individuelle, mais le capital cognitif a un résultat négatif, ce qui limite l'ampleur de l'impact positif du capital culturel.

Note : Les coefficients ont été obtenus par régression linéaire MCO des scores sur les variables de contrôle indiquées sur le tableau (aucune autre variable de contrôle n'a été incluse de façon à simplifier la présentation des coefficients, mais nous avons vérifié que les coefficients obtenus sur les variables "peer effects" demeurent virtuellement inchangés lorsque l'on inclut l'ensemble des contrôles socio-démographiques inclus dans les régressions des tableaux 2 à 4, ainsi que les effets de taille de classe; cf. tableau A6). Les résultats concernant l'impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 sont indiqués sur le tableau A2. Les étoiles indiquent la significativité des coefficients (***: significatif au seuil de 1% ; **: 5% ; * : 10%). Ces régressions portent sur l'ensemble des élèves de CE1 (cours unique et cours multiple).

Tableau 7: L'impact différentiel du capital cognitif et culturel en fonction de la position de l'élève

Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999)		Tous les élèves	Elèves avec score CP inférieur au score moyen de leur classe	Elèves avec score CP supérieur au score moyen de leur classe
PCS parents = favorisée (au niveau individuel)	2,056 *** (0,323)	1,972 *** (0,320)	2,123 *** (0,477)	1,830 *** (0,427)
% PCS parents = favorisée dans la classe de l'élève	1,191 *** (0,669)	2,724 *** (0,674)	3,256 *** (1,000)	2,171 *** (0,904)
Diplôme mère = élevé (au niveau individuel)	2,541 *** (0,328)	2,394 *** (0,325)	2,471 *** (0,497)	2,328 *** (0,422)
% Dipl. mère = élevé dans la classe de l'élève	0,008 (0,656)	1,493 *** (0,661)	1,730 * (0,995)	1,214 (0,872)
Nationalité élève = étranger (au niveau individuel)	-1,209 (1,023)	-1,018 (1,012)	-1,286 (1,336)	-0,521 (1,624)
% Nat. élève = étranger dans la classe de l'élève	-2,181 (1,391)	-4,866 *** (1,395)	-3,727 * (2,249)	-5,739 *** (1,734)
Score aux évaluations de CP (au niveau individuel)	0,795 *** (0,014)	0,854 *** (0,015)	0,849 *** (0,032)	0,823 *** (0,034)
Score moyen aux évaluat. de CP dans la classe de l'élève		-0,266 *** (0,023)	-0,254 *** (0,043)	-0,242 *** (0,037)
Elève = fille (au niveau individuel)	-1,058 *** (0,287)	-1,095 *** (0,284)	-0,810 * (0,426)	-1,367 *** (0,376)
% Elève = fille dans la classe de l'élève	-0,412 (0,688)	-0,122 (0,682)	-0,247 (1,024)	0,040 (0,903)
Semestre naissance = 2 (au niveau individuel)	-1,262 *** (0,290)	-1,016 *** (0,288)	-1,371 *** (0,430)	-0,651 * (0,385)
% Semestre naissance = 2 dans la classe de l'élève	-0,733 (0,674)	-1,670 ** (0,671)	-1,385 (1,008)	-2,064 ** (0,888)
[N.obs.]	[6 274]	[6 274]	[3 165]	[3 109]

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

Lecture : Quand le score moyen global obtenu aux évaluations de début de CP par les enfants de la classe de l'élève augmente d'un point, alors le score obtenu par l'élève aux évaluations de maths de début de CE2 baisse de 0,266 point. Ce coefficient demeure quasiment identique suivant si l'on se concentre sur les élèves dont le score obtenu en début de CP est inférieur à la moyenne de leur classe (0,254) ou les élèves dont le score de début de CP est supérieur à la moyenne de leur classe (0,242).

Note : cf. tableau 6.

Tableau 8: L'impact différentiel du capital culturel (PCS parents) en fonction de la position de l'élève

Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrée 1999)	Tous les élèves	Elèves défavorisés des écoles défavorisées (écoles avec % d'enfants favorisés < médiane)	Elèves défavorisés des écoles favorisées (écoles avec % d'enfants favorisés > médiane)	Elèves favorisés des écoles défavorisées (écoles avec % d'enfants favorisés < médiane)	Elèves favorisés des écoles favorisées (écoles avec % d'enfants favorisés > médiane)
PCS parents = favorisée (au niveau individuel)	2,046 *** (0,322)				
% PCS parents = favorisée dans la classe de l'élève	1,373 ** (0,554)	5,707 *** (1,521)	2,263 (2,933)	0,899 (3,533)	0,677 (1,104)
Diplôme mère = élevé (au niveau individuel)	2,567 *** (0,327)	2,269 *** (0,643)	2,904 *** (0,865)	2,734 *** (0,833)	2,743 *** (0,484)
% Dipl. mère = élevé dans la classe de l'élève					
Nationalité élève = étranger (au niveau individuel)	-1,242 (1,016)	0,328 (1,369)	-1,710 (2,796)	-3,254 (3,471)	-3,597 (2,502)
% Nat. élève = étranger dans la classe de l'élève					
Score aux évaluations de CP (au niveau individuel)	0,795 *** (0,014)	0,854 *** (0,025)	0,748 *** (0,039)	0,759 *** (0,039)	0,766 *** (0,022)
Score moyen aux évaluat. de CP dans la classe de l'élève					
[N.obs.]	[6 288]	[2 218]	[964]	[835]	[2 271]

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

Lecture : Quand le % d'enfants favorisés (définis par la PCS des parents; cf. tableau 1) dans la classe de l'élève passe de 0% à 100%, alors le score obtenu par l'élève aux évaluations de maths de début de CE2 augmente de 1,373 point. Ce coefficient passe de 1,373 à 5,707 si on l'estime séparément pour les enfants défavorisés des écoles défavorisées.

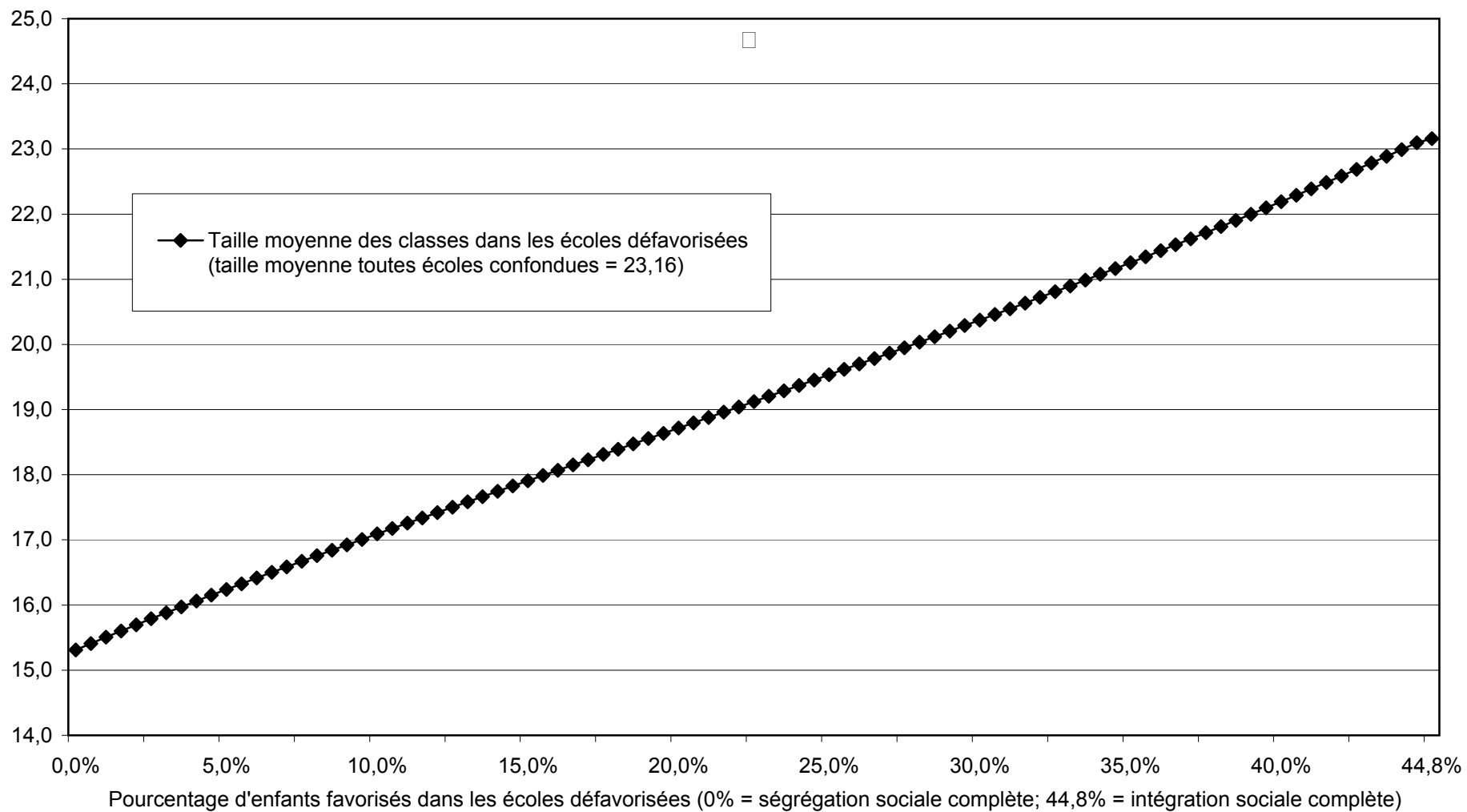
Note: Cf. tableau 6.

Tableau 9: Faut-il mieux réduire la taille des classes ou la ségrégation scolaire?
Simulations à partir des résultats des estimations précédentes (ciblage en fonction de la PCS des parents)

	Pourcentage d'enfants favorisés		Taille de classe moyenne		Score moyen des enfants...		Ecart absolu en points	Réduction de l'écart par rapport à la sit. de référence
	Ec.défavorisées	Ec.favorisées	Ec.défavorisées	Ec.favorisées	... défavorisés	... favorisés		
Situation actuelle: faible ciblage des moyens, forte ségrégation scolaire	44,8%		23,16		66,44			
	23,1%	66,6%	22,62	23,73	63,05	70,62	7,57	2,7%
Situation de référence: aucun ciblage des moyens, forte ségrégation scolaire	44,8%		23,16		66,39			
	23,1%	66,6%	23,16	23,16	62,91	70,69	7,78	0,0%
Réforme n°1:	23,1%	66,6%	22,62	23,73	63,05	70,62	7,57	2,7%
maintien de la forte ségrégation scolaire,	23,1%	66,6%	22,00	24,45	63,20	70,52	7,32	5,9%
mais augmentation du ciblage des moyens en	23,1%	66,6%	21,00	25,82	63,40	70,33	6,94	10,9%
faveur des écoles défavorisées	23,1%	66,6%	20,00	27,51	63,53	70,08	6,56	15,7%
	23,1%	66,6%	19,00	29,65	63,56	69,75	6,19	20,4%
	23,1%	66,6%	18,00	32,47	63,45	69,29	5,84	24,9%
	23,1%	66,6%	16,00	41,92	62,42	67,67	5,25	32,6%
Optimum rawlsien (réf. n°1)	23,1%	66,6%	19,22	29,14	63,56	69,83	6,27	19,4%
Réforme n°2:	23,1%	66,6%	22,62	23,73	63,05	70,62	7,57	2,7%
matien du faible ciblage des	30,0%	59,6%	22,62	23,73	63,23	70,64	7,41	4,8%
moyens en faveur des	35,0%	54,6%	22,62	23,73	63,31	70,65	7,35	5,6%
écoles défavorisées, mais	40,0%	49,6%	22,62	23,73	63,34	70,67	7,33	5,8%
diminution de la ségrégation	42,0%	47,6%	22,62	23,73	63,34	70,68	7,34	5,7%
scolaire	44,8%	44,8%	22,62	23,73	63,33	70,68	7,36	5,4%
Optimum rawlsien (réf. n°2)	40,9%	48,7%	22,62	23,73	63,34	70,67	7,33	5,8%
Optimum rawlsien global	0,0%	89,6%	15,44	46,37	64,89	64,89	0,00	100,0%

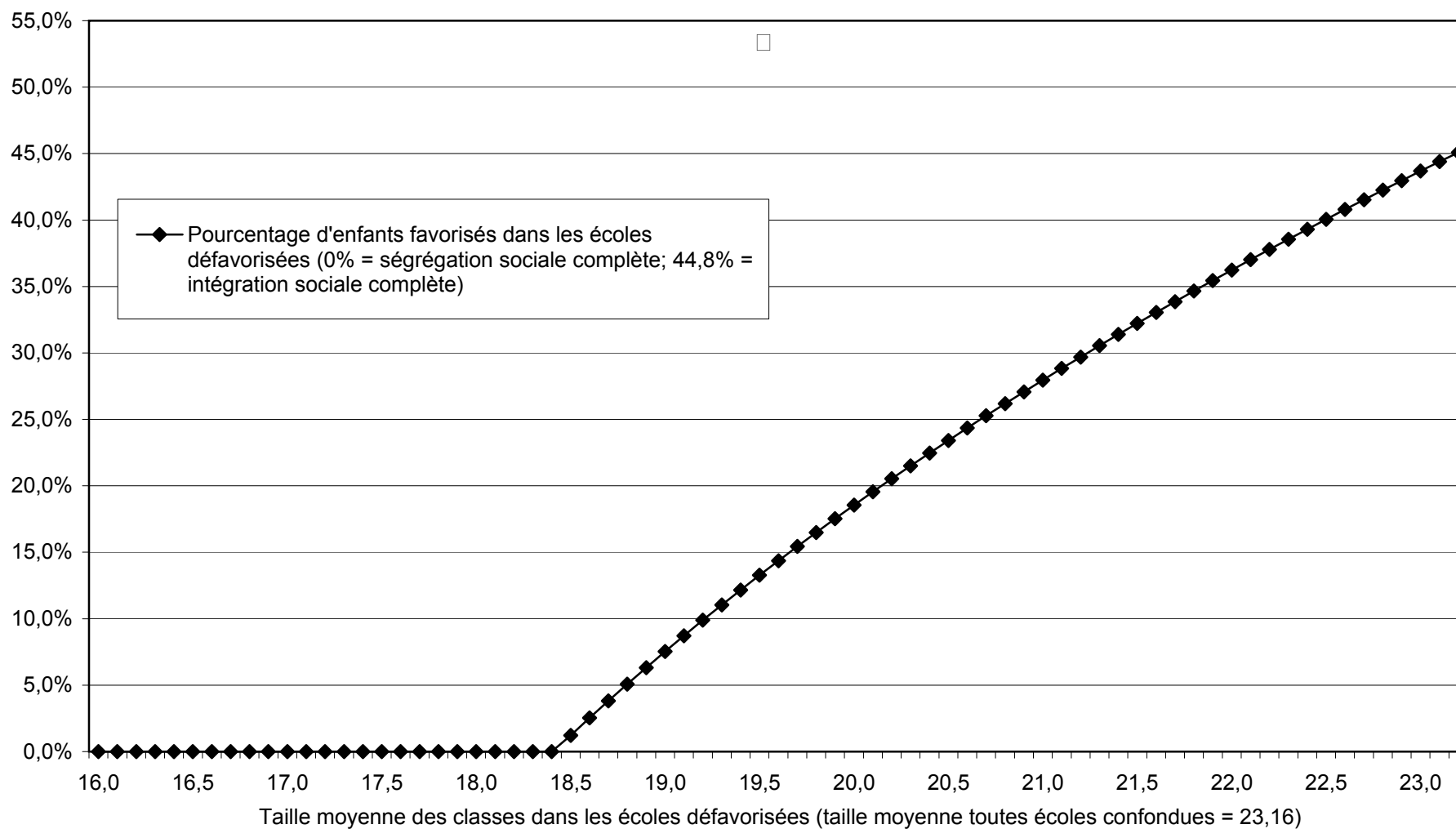
Source : Simulations réalisées à partir des estimations précédentes.

Graphique 6: Le niveau optimal de ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisées en fonction de l'ampleur de la ségrégation scolaire



Source : Simulations de l'auteur à partir estimations précédentes (cf. tableau 9 et annexe théorique)

Graphique 7: Le niveau optimal de ségrégation scolaire en fonction de l'ampleur du ciblage des moyens en faveur des écoles défavorisées



Source : Simulations de l'auteur à partir estimations précédentes (cf. tableau 9 et annexe théorique)

Tableau A1: 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 de l'auteur à partir du panel primaire 1997 apparié avec les fichiers administratifs d'établissements primaires (enquête n°19) (MEN-DEP)

Lecture : cf. graphiques 3, 4 et 5.

Tableau A2: L'impact de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire: résultats généraux

Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrée 1999)	Tous les élèves					
PCS parents = favorisée (au niveau individuel)	1,933 *** (0,327)	1,892 *** (0,324)	2,037 *** (0,326)	2,027 *** (0,324)	2,118 *** (0,322)	2,259 *** (0,320)
% PCS parents = favorisée dans la classe de l'élève	2,001 ** (0,561)	4,178 *** (0,597)				
Diplôme mère = élevé (au niveau individuel)	3,384 *** (0,332)	3,298 *** (0,329)	3,447 *** (0,332)	3,377 *** (0,330)	3,510 *** (0,329)	3,561 *** (0,327)
% Dipl. mère = élevé dans la classe de l'élève			1,125 ** (0,553)	3,103 *** (0,588)		
Nationalité élève = étranger (au niveau individuel)	-3,141 *** (1,030)	-3,066 *** (1,022)	-3,254 *** (1,035)	-3,261 *** (1,027)	-2,920 *** (1,033)	-2,716 *** (1,027)
% Nat. élève = étranger dans la classe de l'élève					-4,346 ** (1,383)	-7,245 *** (1,411)
Score aux évaluations de CP (au niveau individuel)	0,789 *** (0,014)	0,842 *** (0,015)	0,791 *** (0,014)	0,840 *** (0,015)	0,791 *** (0,014)	0,838 *** (0,015)
Score moyen aux évaluat. de CP dans la classe de l'élève		-0,223 *** (0,022)		-0,212 *** (0,022)		-0,194 *** (0,021)
Elève = fille (au niveau individuel)	3,692 *** (0,290)	3,678 *** (0,288)	3,704 *** (0,291)	3,676 *** (0,289)	3,692 *** (0,291)	3,675 *** (0,289)
% Elève = fille dans la classe de l'élève	-0,415 (0,697)	-0,101 (0,692)	-0,468 (0,699)	-0,242 (0,694)	-0,525 (0,698)	-0,342 (0,693)
Semestre naissance = 2 (au niveau individuel)	-0,486 (0,294)	-0,255 (0,293)	-0,531 * (0,295)	-0,349 (0,293)	-0,522 * (0,294)	-0,353 (0,293)
% Semestre naissance = 2 dans la classe de l'élève	-1,075 (0,681)	-1,828 ** (0,679)	-1,243 * (0,682)	-2,035 ** (0,682)	-1,274 * (0,680)	-2,095 *** (0,682)
[N.obs.]	[6 288]	[6 288]	[6 274]	[6 274]	[6 288]	[6 288]

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

Lecture : Quand le % d'enfants favorisés (définis par la PCS des parents; cf. tableau 1) dans la classe de l'élève passe de 0% à 100%, alors le score obtenu par l'élève aux évaluations de maths de début de CE2 augmente de 2,001 point. Si l'on contrôle pour le score moyen global obtenu aux évaluations de début de CP par les enfants de la classe de l'élève, alors le coefficient passe de 2,001 à 4,178 points, ce qui s'explique par le fait que le coefficient sur le score global moyen CP est négatif (-0,223). Autrement dit, le capital culturel des camarades de classe a un impact positif sur la réussite scolaire individuelle, mais le capital cognitif a un résultat négatif, ce qui limite l'ampleur de l'impact positif du capital culturel.

Note : Les coefficients ont été obtenus par régression linéaire MCO des scores sur les variables de contrôle indiquées sur le tableau (aucune autre variable de contrôle n'a été incluse de façon à simplifier la présentation des coefficients, mais nous avons vérifié que les coefficients obtenus sur les variables "peer effects" demeurent virtuellement inchangés lorsque l'on inclut l'ensemble des contrôles socio-démographiques inclus dans les régressions des tableaux 2 à 4, ainsi que les effets de taille de classe; cf. tableau A6). Les résultats concernant l'impact sur les scores obtenus aux évaluations de mathématiques de CE2 sont indiqués sur le tableau 6. Les étoiles indiquent la significativité des coefficients (***: significatif au seuil de 1% ; **: 5% ; * : 10%). Ces régressions portent sur l'ensemble des élèves de CE1 (cours unique et cours multiple).

Table A3: 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 de l'auteur 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 reportées sur ce tableau portent sur l'ensemble des élèves de CE1 (cours uniques et multiples).

Table A4: 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]

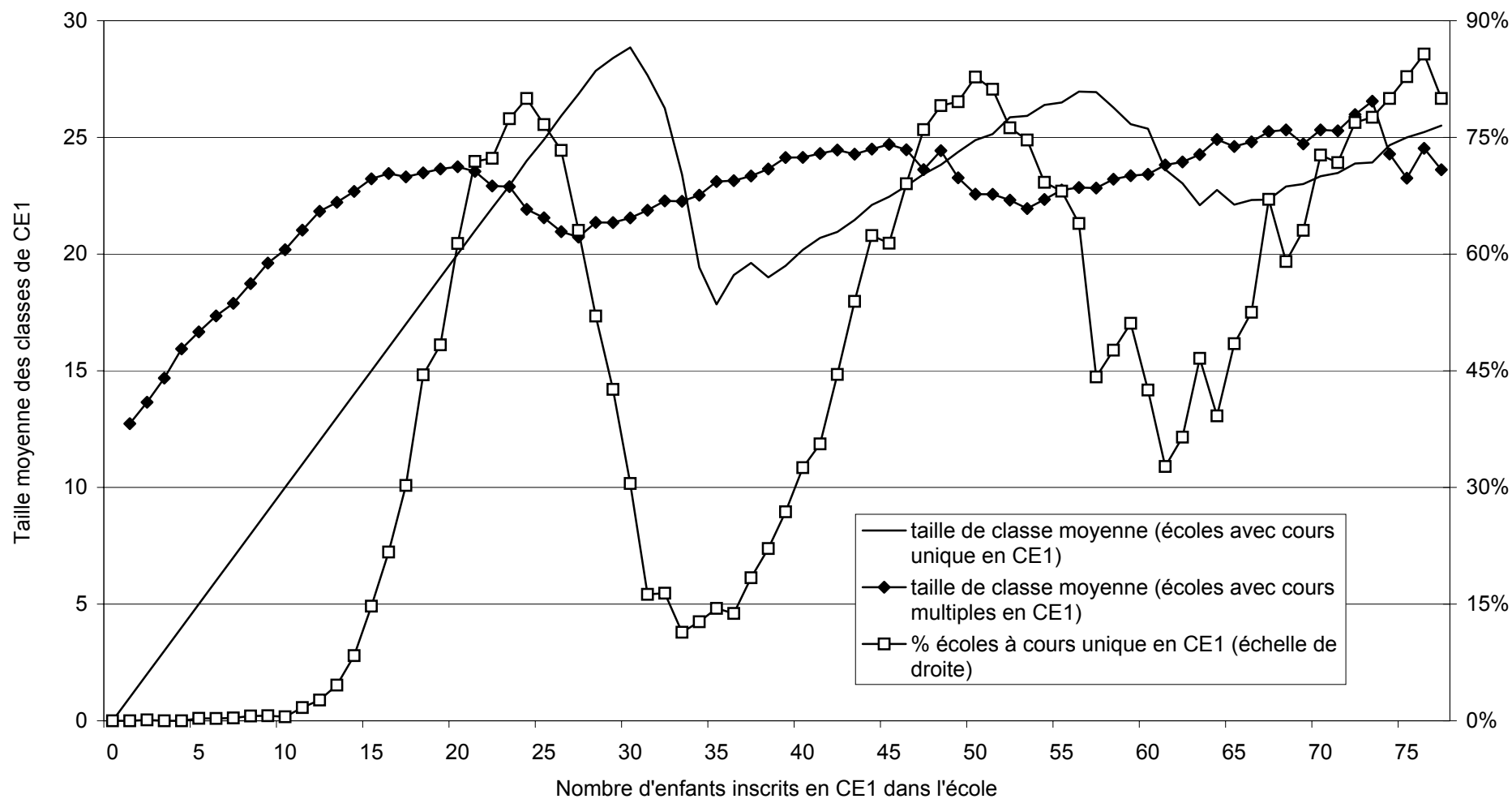
Partie B: Impact sur les scores obtenus aux évaluations de français de CE2 (rentrée 1999)

	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 de l'auteur 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 A1: Les cours multiples de CE1 en fonction du nombre d'enfants inscrits en CE1 dans les écoles en 1998-1999



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

Table A5: 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 de l'auteur 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 A6: Interactions entre les effets de taille de classe, ségrégation sociale et redoublement

Impact sur les scores obtenus aux évaluations de maths de CE2 (rentrées 1999 ou 2000)	Tous les élèves						
	OLS	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
% PCS parents = favorisée dans la classe de l'élève	2,384 ** (1,178)			2,498 ** (1,174)	2,566 ** (1,176)	2,997 ** (1,166)	3,042 *** (1,169)
Score moyen aux évalut. de CP dans la classe de l'élève	-0,314 *** (0,040)			-0,305 *** (0,040)	-0,299 *** (0,040)	-0,307 *** (0,039)	-0,302 *** (0,039)
Taille de la classe de CE1		-0,320 *** (0,072)	-0,457 *** (0,115)	-0,279 *** (0,072)	-0,446 *** (0,114)	-0,257 *** (0,071)	-0,443 *** (0,115)
Redoublement en CP ou CE1						5,947 ** (1,215)	5,880 ** (1,217)
Contrôles socio-démographiques	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles pour le score de CP	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Prise en compte des redoublants	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui
[N.obs.]	[2 360]	[2 360]	[2 360]	[2 360]	[2 360]	[2 470]	[2 470]

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

Lecture : Lorsqu'on estime par variables instrumentales l'impact de la taille de classe de CE1 sans prendre en compte les variables de ségrégation sociale (% PCS parents = favorisée, etc.) et le redoublement, on obtient un coefficient de -0,457. Si on prend en compte les variables de ségrégation sociale, le coefficient est de -0,446. Si on prend également en compte le redoublement, le coefficient est de -0,443. Plus généralement, les coefficients associés à chacun de ces trois types d'effets (taille de classe, ségrégation sociale, redoublement) sont relativement peu affectés par la prise en compte des autres effets. 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 uniquement sur les élèves de CE1 scolarisés en cours unique.

Tableau A7: Le rendement économique de la réduction de la taille des classes: une estimation grossière

Hypothèse n°1: La réduction d'un élève par classe en CE1 a un impact permanent sur les capacités cognitives et les salaires (une seule année de réduction de taille des classes suffit)

Coefficient retenu pour l'impact d'une réduction d'un élève par classe sur les scores en début de CE2	Impact en % de l'écart-type de la distribution des scores	Coût par élève d'une réduction d'un élève par classe (coût supposé d'un enseignant: 40 000€)	Impact supposé sur la distribution générale des salaires: salaire moyen : 31 332 €, écart-type : 24 267 €		Impact supposé sur la distribution des salaires prédits par la qualification: sal. moy. : 31 332 €, écart-type : 9 851 €	
			Bénéfice annuel par élève	Taux de rendement (%)	Bénéfice annuel par élève	Taux de rendement (%)
0,1	0,66%	77,9 €	160,4 €	206%	65,1 €	84%
0,3	1,98%	77,9 €	481,2 €	617%	195,3 €	251%
0,5	3,30%	77,9 €	801,9 €	1029%	325,5 €	418%
0,7	4,63%	77,9 €	1 122,7 €	1441%	455,8 €	585%

Hypothèse n°2: La réduction d'un élève par classe en CE1 a un impact temporaire sur les capacités cognitives (la réduction de taille des classes doit s'appliquer pendant toute la scolarité (supposée égale à 12 années) pour avoir un impact sur les salaires)

Coefficient retenu pour l'impact d'une réduction d'un élève par classe sur les scores en début de CE2	Impact en % de l'écart-type de la distribution des scores	Coût par élève d'une réduction d'un élève par classe (coût supposé d'un enseignant: 40 000€)	Impact supposé sur la distribution générale des salaires: salaire moyen : 31 332 €, écart-type : 24 267 €		Impact supposé sur la distribution des salaires prédits par la qualification: sal. moy. : 31 332 €, écart-type : 9 851 €	
			Bénéfice annuel par élève	Taux de rendement (%)	Bénéfice annuel par élève	Taux de rendement (%)
0,1	0,66%	935,3 €	160,4 €	17%	65,1 €	7%
0,3	1,98%	935,3 €	481,2 €	51%	195,3 €	21%
0,5	3,30%	935,3 €	801,9 €	86%	325,5 €	35%
0,7	4,63%	935,3 €	1 122,7 €	120%	455,8 €	49%

Lecture : En supposant que la réduction d'un élève par classe en CE1 a un impact permanent sur les capacités cognitives et les salaires (une seule année de réduction de taille des classes suffit), et en supposant qu'une augmentation d'un écart-type de la distribution des scores de début de CE2 se transcrit en une augmentation d'un écart-type des salaires (prédits par la qualification finale: diplôme et nombre d'années d'études), alors le rendement annuel de la réduction des tailles de classe est de 84% pour un coefficient de 0,1. Les écarts types de la distribution des salaires ont été calculés à partir de l'enquête Emploi de 2002 (les salaires ont été transcrits en coûts salariaux globaux en supposant des taux de cotisation salariale et patronale de 20% et 40%). Les rendements ont été calculés en supposant une carrière salariale de 40 années débutant à l'issue des études (soit 10 ans après le CE1 en moyenne)

**Tableau A8: 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 (s.e.)	0,294 *** (0,045)	-0,028 (0,044)	-0,264 *** (0,069)	-0,200 ** (0,074)
Contrôles socio-démographiques [N.obs.]	Non [8 950]	Oui [8 787]	Oui [8 787]	Oui [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 (s.e.)	0,499 *** (0,048)	0,049 (0,044)	-0,232 *** (0,069)	-0,153 ** (0,075)
Contrôles socio-démographiques [N.obs.]	Non [8 982]	Oui [8 819]	Oui [8 819]	Oui [8 819]

Source : Calculs de l'auteur à partir des échantillons annuels d'évaluations CE2 (sous-direction de l'évaluation) 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.

Lecture : Régressions similaires à celles des tableaux 2 et 3.