

QUI CHOISIT L'ÉCOLE PRIVÉE, ET POUR QUELS RÉSULTATS SCOLAIRES ?

Denis Fougère

CNRS
OSC et LIEPP/Sciences Po Paris
MEN-DEPP, unité des méthodes et synthèses statistiques

Olivier Monso

MEN-DEPP, unité des méthodes et synthèses statistiques
CREST
LIEPP/Sciences Po Paris

Audrey Rain

Université Paris 2
CREST

Maxime Tô

University College London
Institute for Fiscal Studies

Cette étude aborde la comparaison entre écoles publique et privée sous deux angles. Le premier vise à mieux comprendre le choix du secteur en début de scolarité élémentaire (CP et CE1). Ce choix diffère suivant l'environnement familial, la proximité plus ou moins grande d'une école privée du domicile, et le niveau de l'élève à l'entrée au CP.

Le second vise à juger de l'efficacité du secteur privé pour faire réussir les élèves. Une comparaison directe des résultats entre les deux secteurs n'est pas pertinente, leurs élèves n'ayant pas les mêmes caractéristiques. Pour tenir compte de ces différences, nous mobilisons les informations recueillies dans le panel d'élèves entrés au CP en 1997. L'écart de distance au domicile des parents entre les écoles privée et publique les plus proches est utilisé comme variable instrumentale. Nous ne trouvons globalement pas d'effet significatif de la fréquentation d'une école privée en CP et CE1 sur les résultats à l'entrée en CE2, en mathématiques comme en français, ni sur la probabilité de redoubler au CP et au CE1.

L'enseignement privé scolarise un élève sur six, davantage dans le second degré (un sur cinq) que dans le premier degré (un sur sept). Cette part situe la France parmi les pays européens dans lequel l'enseignement privé est le plus présent. La France fait aussi partie des pays où l'enseignement privé est fortement lié au public, à la fois du point de

vue pédagogique et du financement. En effet, la très grande majorité des élèves du privé sont scolarisés dans un établissement sous contrat d'association avec l'État (94 % dans le premier degré et 98 % dans le second degré¹ à la rentrée 2016), institué par la loi Debré (1959). Dans ces établissements, les programmes et volumes horaires sont ceux du public. Dans l'ensemble des établissements sous contrat, les enseignants sont rémunérés par l'État et recrutés avec les mêmes exigences de qualifications que dans le public. Les trois quarts du financement des établissements privés sous contrat sont assurés par l'État et les collectivités territoriales, afin de couvrir notamment les frais de personnel² [MENESR-DEPP, 2016].

Pour autant, fréquenter une école privée ne recouvre pas exactement la même réalité que fréquenter une école publique. Les écoles privées sont en général de plus grande taille et regroupent, pour leur très grande majorité (neuf sur dix), enseignement préélémentaire (avant le CP) et élémentaire (du CP au CM2), alors que ce n'est le cas que d'un tiers des écoles publiques. L'élève côtoie des camarades de milieu social plus favorisé que dans le public : 36 % des élèves entrés au CP en 2011 dans une école privée ont un père de milieu social très favorisé³, contre 17 % des élèves dans une école publique. Le corps enseignant présente des spécificités, en particulier les non-titulaires représentent 9 % des enseignants du premier degré privé sous contrat contre 0,5 % dans le public.

Au-delà de ces différences de structure des établissements et du corps enseignant, l'école privée sous contrat conserve des spécificités et marges de manœuvre, en termes d'affectation des enseignants, d'organisation des horaires ou encore d'enseignement religieux, qui concourent à son « caractère propre » cité dans la loi Debré. Elle présente par ailleurs une forte diversité, qui est notamment illustrée par sa répartition inégale sur le territoire. Dans le quart nord-ouest et le sud du Massif central, où elle est très implantée (jusqu'à 50 % des élèves en Vendée), l'école privée est parfois la seule accessible dans la commune, et son rôle de service d'éducation de proximité est plus affirmé. Dans ces territoires, les caractéristiques sociodémographiques des élèves qui y sont scolarisés se rapprochent de celles des élèves du public [TAVAN, 2004].

Les travaux réalisés à la direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP), principalement dans le cadre du numéro spécial de la revue *Éducation & formations* paru en juillet 2004 [CAILLE, 2004 ; MAETZ, 2004 ; TAVAN, 2004], ont notamment montré que les élèves choisissant le privé se distinguent en général par un contexte familial plus favorable à la réussite scolaire, qui se décline suivant plusieurs critères : les parents y sont de milieux sociaux plus aisés, plus diplômés, et aussi, leur implication dans la scolarité des enfants est plus forte. Mais la distance à l'école privée la plus proche est également un déterminant important du choix du secteur de scolarisation par les parents. C'est là un des résultats principaux de notre étude, dans laquelle nous avons pu géoréférencer l'adresse du domicile des parents des élèves et celles des écoles élémentaires et primaires, publique et privée, les plus proches du domicile.

1. Les élèves des établissements « hors contrat », sans financement public et ayant une autonomie élevée sur le plan pédagogique et financier, représentent 4 % des effectifs du privé dans le premier degré et 2 % dans le second degré. Dans le premier degré, 3 % des élèves sont également dans des établissements en « contrat simple », ce qui correspond à une situation intermédiaire.

2. La rémunération des enseignants est intégralement prise en charge, la rémunération des personnels non enseignants l'est sur une base forfaitaire (« forfait communal » dans le premier degré, « forfait d'externat » dans le second degré).

3. C'est-à-dire que leur père est cadre supérieur, enseignant, profession libérale ou chef d'entreprise de 10 salariés ou plus.

Une des questions les plus fréquemment abordées, tant dans le débat public que dans la sphère administrative et universitaire, est celle des écarts de résultats entre les élèves scolarisés dans les deux secteurs, public et privé. Comme l'indiquent les quelques études françaises consacrées à ce sujet, les écarts « bruts » sont plutôt à l'avantage du privé ; toutefois, ils ne diffèrent guère, une fois tenu compte des caractéristiques des élèves qui fréquentent l'un ou l'autre des deux secteurs. L'hypothèse, parfois avancée, selon laquelle le privé serait plus efficace pour les élèves de milieux sociaux les plus défavorisés ou les plus en difficulté scolaire ne reçoit ni confirmation, ni infirmation nette. Les résultats de ces études restent, dans l'ensemble, assez contrastés, et les difficultés méthodologiques inhérentes à la comparaison entre enseignement public et privé incitent à la prudence.

Prenons ainsi l'exemple des deux études consacrées à l'efficacité comparée des secteurs d'enseignement dans le premier degré. La première est celle de TAVAN [2004], menée à partir du panel DEPP d'élèves entrés en sixième en 1989, et qui s'appuie sur les informations rétrospectives de l'enquête spécifique menée auprès des familles des élèves. L'effet associé au privé serait neutre pour ce qui est du niveau atteint par les élèves en sixième, et positif sur l'accès à la sixième sans redoubler. Par contre, VALDENNAIRE [2011], qui utilise le panel DEPP d'élèves entrés en CP en 1997, trouve qu'une scolarité entièrement faite dans le privé aurait un effet négatif sur le score aux évaluations en sixième et que les écoles privées feraient davantage redoubler les élèves dans les classes élémentaires.

Ces deux études diffèrent néanmoins à plusieurs égards : premièrement, par la période sur laquelle elles portent (plus récente pour VALDENNAIRE), ensuite par la façon dont le niveau scolaire en sixième est mesuré⁴, ou encore par le niveau d'enseignement considéré. La comparaison se fait ainsi sur l'ensemble de la scolarité dans le premier degré pour TAVAN, sur la seule scolarité élémentaire pour VALDENNAIRE. Enfin, les caractéristiques utilisées pour rendre les élèves du public et du privé comparables sont assez différentes⁵. Malgré ces divergences, ces deux études s'accordent sur le fait que la totalité des meilleurs résultats « bruts » aux évaluations d'entrée en sixième observés parmi les élèves issus de l'école privée peuvent s'interpréter par des caractéristiques familiales ou un passé scolaire (notamment le niveau à l'entrée au CP) qui leur sont plus favorables.

LE CHOIX DE LA SCOLARISATION DANS LE SECTEUR PRIVÉ N'EST PAS ALÉATOIRE, IL EST VRAISEMBLABLEMENT ENDOGÈNE

Malgré la richesse des informations sur les élèves et leurs familles contenues dans les panels de la DEPP, il est probable que l'ensemble des déterminants qui président au choix de scolarisation dans le privé ne soit pas parfaitement observé par l'analyste. On pourrait ainsi faire l'hypothèse que les parents d'élèves tiennent compte, au moment de faire ce choix, de certaines

4. Ce score est mesuré dans l'étude de TAVAN à partir d'un score composite incluant le score aux évaluations nationales en sixième, disponible pour un peu plus de la moitié des élèves, et des évaluations du niveau des élèves issues des déclarations des chefs d'établissement. Dans l'étude de VALDENNAIRE, seuls les scores aux évaluations nationales sont pris en compte.

5. À titre d'exemple, VALDENNAIRE intègre des variables de « contexte de scolarisation » incluant des indicatrices portant sur le statut d'éducation prioritaire des établissements fréquentés. Ce choix revient *in fine* à comparer public hors éducation prioritaire et privé, alors que les résultats de TAVAN s'appliquent à la comparaison entre public, dans son ensemble, et privé.

compétences cognitives ou conatives de leurs enfants, ou bien encore de leurs caractéristiques psychologiques (telle qu'une plus grande fragilité émotionnelle, ou une plus grande difficulté à être attentif en classe). De tels éléments ne peuvent être facilement observés, tout au moins à l'aide des informations contenues dans les panels de la DEPP utilisés dans les études précitées. Mais pour autant, ces caractéristiques peuvent significativement affecter les résultats scolaires des élèves. Ne pas en tenir compte lorsque l'on réalise une analyse statistique des résultats scolaires des élèves dans les deux secteurs peut produire des estimations biaisées. Pour le dire de manière plus technique, avec le vocabulaire des statisticiens, la variable indiquant dans une régression linéaire que l'élève est scolarisé dans le privé est endogène, c'est-à-dire qu'elle est potentiellement corrélée à la composante aléatoire de cette régression, son résidu, qui incorpore toutes les composantes non observées par l'analyste, en particulier celles que nous venons d'évoquer. Cette corrélation a pour conséquence de biaiser des estimations, avec le risque de surestimer ou sous-estimer l'effet de la scolarité dans le privé sur les résultats scolaires. Pour limiter ce biais, il est possible de recourir à la méthode des variables instrumentales. Cette méthode consiste à trouver une variable qui influence significativement le choix de scolariser l'élève dans une école privée, mais qui n'affecte pas ses résultats scolaires indépendamment de son lien avec le choix du secteur de scolarisation. L'instrument ici choisi est l'écart de distance au domicile des parents entre les deux écoles privée et publique les plus proches. Comme nous le montrerons plus loin, cette variable vérifie les deux conditions que nous venons de rappeler.

Aucune des études précitées, celles de TAVAN [2004] et de VALDENNAIRE [2011], ne tenait compte de l'endogénéité du choix du secteur de scolarisation, public ou privé. Dans une étude récemment publiée, BERTOLA [2017] tente de le faire. En utilisant les données du panel recueilli par la DEPP à partir de 1995, BERTOLA examine la probabilité, pour un élève entré en sixième en 1995, d'obtenir son baccalauréat sans redoublement dans le secondaire et d'accéder à l'enseignement supérieur. Lorsque l'élève est scolarisé dans le secteur privé, il trouve que ces variables de résultat dépendent significativement de l'environnement familial et des acquis scolaires de l'élève. Pour des élèves ayant des parents peu diplômés, ou pour lesquels les chefs d'établissement ont signalé des acquis faibles à l'entrée au collège, la scolarisation dans le privé est associée à une probabilité plus forte d'accéder à l'enseignement supérieur. Pour les élèves les plus favorisés socialement ou scolairement, toutefois, la scolarisation dans le privé n'a pas d'impact significatif.

L'étude de BERTOLA [2017] est fondée sur l'utilisation de variables instrumentales dont la validité est fortement contestable. Pour partie, ces instruments incluent le fait d'être issu d'un milieu socialement défavorisé, ou déclarant des difficultés financières, aspects dont plusieurs travaux ont pourtant montré le lien direct avec les parcours scolaires [AFSA, 2013]. Ils incluent par ailleurs le fait, pour l'élève, d'avoir été scolarisé dans le privé dans le primaire. Cela suppose qu'une scolarisation préalable dans le privé n'a pas d'impact de long terme sur les parcours scolaires, et n'est pas associée aux caractéristiques de l'élève et de sa famille pouvant influencer ses résultats scolaires. Enfin, à l'échelle locale⁶, sont également utilisées comme instruments, les proportions d'élèves d'origine sociale favorisée scolarisés dans le privé, dans un établissement relevant de l'éducation prioritaire ou classé « sensible ». Or, la répartition de ces types de familles et d'établissements n'est pas homogène sur le territoire : elle reflète un environnement économique et social plus ou moins favorable à la scolarité.

6. Les territoires sont définis ici par le croisement entre le département et la tranche d'unité urbaine de l'établissement de scolarisation en sixième.

POUR TENIR COMPTE DE L'ENDOGENÉITÉ DU SECTEUR DE SCOLARISATION, IL FAUT DISPOSER DE VARIABLES INSTRUMENTALES

Recourir à la technique des variables instrumentales pour réduire l'endogénéité du choix du secteur privé est une technique qui a été également utilisée par VANDENBERGHE et ROBIN [2004]. Pour mener leur étude, ces deux économistes utilisent les données de l'enquête PISA conduite par l'OCDE en 2000. Rappelons que cette enquête concerne des élèves âgés de 15 ans, quel que soit leur parcours scolaire. Une trentaine de pays avait alors participé à cette enquête, huit étant retenus dans cette recherche, où la part du privé est supérieure à 10 %. Pour l'essentiel, ces élèves sont à cet âge-là scolarisés dans l'équivalent d'une classe de troisième ou de seconde. La variable instrumentale utilisée par VANDENBERGHE et ROBIN [2004] est le fait d'être, ou non, scolarisé dans un établissement situé dans une ville de plus de 100 000 habitants, l'offre de places dans les collèges privés étant supposée plus fréquente dans ces agglomérations. Dans notre étude, qui se limite aux deux premières années de l'enseignement élémentaire et qui concerne des élèves entrant en cours préparatoire en septembre 1997, cette hypothèse n'est pas vérifiée. Comme nous l'illustrons plus loin, la scolarisation dans une école privée n'est pas plus fréquente dans les grandes villes. En conséquence, il nous a fallu utiliser une autre variable instrumentale, à savoir l'écart de distance au domicile entre les écoles privée et publique les plus proches, variable qui semble être un instrument beaucoup plus pertinent.

VANDENBERGHE et ROBIN [2004] trouvent que la scolarisation dans un établissement privé du second degré ne s'accompagne pas d'une amélioration significative des résultats scolaires (à l'âge de 15 ans). Ce résultat vaut pour tous les pays, à l'exception de la Belgique (où le constat se vérifie, séparément, sur la Flandre et la Wallonie) et du Brésil, où elle semble, de ce point de vue, plus bénéfique. En France et en Irlande, l'effet de la scolarisation dans le secteur privé serait au contraire négatif en mathématiques et en compréhension de l'écrit. Pour ces deux pays, c'est l'utilisation de la variable instrumentale, déjà mentionnée, qui inverse le résultat issu d'une estimation ne prenant en compte que les caractéristiques de l'élève et de sa famille observables dans PISA. L'article de VANDENBERGHE et ROBIN [2004], fréquemment cité, a été publié dans une revue internationale réputée, et il constitue, à ce niveau de publication, l'une des très rares études consacrées aux différences de résultats des élèves scolarisés dans les secteurs public et privé des pays européens. Par ailleurs, la question de l'endogénéité du choix du secteur de scolarisation y est frontalement abordée. C'est pour cette raison que nous positionnons notre article par rapport à leur méthodologie et à leur choix d'instruments.

Le problème de l'endogénéité du choix du secteur de scolarisation est également au centre de notre étude. Celle-ci propose une nouvelle mesure de l'écart des résultats des élèves scolarisés dans les écoles des deux secteurs. Plus précisément, notre étude concerne des élèves entrés en CP dans une école publique ou privée sous contrat en 1997, et compare les résultats scolaires obtenus en début de CE2 par des élèves ayant accompli leur scolarité en CP et en CE1 dans le public ou le privé. Nous utilisons une variable instrumentale différente de celle mobilisée par VANDENBERGHE et ROBIN [2004], laquelle est construite à partir de la taille de la commune de scolarisation. En effet, comme nous l'illustrons plus loin, la taille de la commune de scolarisation n'est, dans le premier degré en tout cas, pas corrélée de façon suffisante avec la scolarisation dans le privé pour pouvoir être utilisée de la sorte. En conséquence, il nous a fallu utiliser une autre variable instrumentale, à savoir l'écart de distance au domicile des parents entre les deux écoles privée et publique les plus proches.

Les observations sont extraites du panel 1997 d'élèves recueilli par la DEPP (voir l'**encadré 1** pour une présentation de ce panel). Selon nos résultats, que ce soit en français ou en mathématiques, les élèves scolarisés dans un établissement privé en CP et en CE1 ont en moyenne, et à caractéristiques données (sexe, origine sociale, ou niveau scolaire à l'entrée en CP), des résultats qui ne s'écartent pas significativement de ceux obtenus par les élèves scolarisés dans un établissement public. Les meilleurs résultats apparents des élèves scolarisés dans le privé proviennent notamment de leur appartenance plus fréquente aux classes moyennes et supérieures. Notre étude montre par ailleurs que la proximité d'une école privée est un des déterminants majeurs du choix des familles en faveur de ce secteur.

ENTRE LE CP ET LE CE1, LES CHANGEMENTS DE SECTEUR DE SCOLARISATION SONT EXTRÊMEMENT RARES

L'échantillon sur lequel porte notre étude est restreint aux élèves nés en 1991, résidant en France métropolitaine, entrés en CP en septembre 1997 et pour lesquels les données des évaluations en CE2 sont disponibles⁷. Les parcours de ces élèves entre le CP et le CE1 sont décrits dans le **tableau 1** p. 66. Nous nous restreignons aux élèves scolarisés au CP et au CE1 dans le même secteur, privé ou public, mais pas forcément dans le même établissement. Pourquoi avoir restreint l'échantillon à ce groupe d'élèves ? Le **tableau 1** contient la réponse : à l'issue de la classe de CP, seuls 20 des 790 élèves scolarisés dans une école privée entrent en CE1 dans une école publique (soit 2,5 %) et seuls deux d'entre eux passent du privé au public à l'occasion d'un redoublement du CP. Les proportions sont tout aussi faibles lorsque l'on considère les transitions entre public et privé : parmi les 4 675 élèves scolarisés en CP dans une école publique, 45 (soit moins de 1 %) passent dans un établissement privé à l'entrée en CE1, et seuls 8 le font à l'occasion d'un redoublement du CP. Ces très rares transitions entre écoles publiques et privées ne nous permettent pas de faire une analyse quantitative des déterminants des choix des parents décidant de modifier le secteur de scolarité de leur enfant. En l'absence d'une variable instrumentale susceptible d'affecter leur choix, mais sans influence sur les résultats scolaires de CE2 de l'élève, nous avons logiquement décidé de concentrer notre analyse principale sur les élèves ayant fait tout le début de leur scolarité primaire (au CP et au CE1) dans le même secteur, public ou privé.

Sur le champ ainsi défini, notre étude est conduite en deux temps. Dans une première sous-partie, elle porte seulement sur les élèves entrés « à l'heure » en CE2, c'est-à-dire n'ayant redoublé ni le CP, ni le CE1. Dans certaines analyses, non reportées ici, mais disponibles auprès des auteurs, nous avons élargi l'échantillon en y incluant également les élèves n'ayant été scolarisés qu'une seule année dans le secteur privé (soit en CP, soit en CE1), une fois encore pour tester la validité des résultats obtenus sur les échantillons restreints (et donc plus homogènes). Enfin, nous étudions les effets de la scolarisation dans le privé sur la probabilité de redoubler le CP ou le CE1.

Bien que le panel 1997 contienne les résultats aux tests passés par les élèves à l'entrée en sixième, nous avons décidé de ne pas utiliser cette information. En effet, les transitions entre

7. Nous excluons également les élèves résidant en Corse, pour des raisons techniques liées à la géolocalisation, ainsi que ceux pour lesquels la distance à l'école fréquentée est supérieure à 30 km, pour lesquels nous suspectons une erreur de mesure. Ces deux restrictions, ensemble, concernent 68 élèves.

LE PANEL D'ÉLÈVES ENTRÉS AU CP EN 1997

À partir de la rentrée 1997, la DEPP a suivi un échantillon de 9 600 écoliers qui sont entrés pour la première fois à cette date au CP dans une école publique ou privée sous contrat de France métropolitaine. Ces élèves ont été suivis, à l'attrition près, jusqu'à la fin de leurs études secondaires.

La situation scolaire des élèves a été actualisée chaque année par une interrogation des directeurs d'école. Les familles ont fait l'objet en 1999 d'une enquête postale et téléphonique pour recueillir des informations sur l'environnement familial de l'élève (profession et diplôme des parents, structure familiale, etc.) et la manière dont ses parents perçoivent sa scolarité et s'y impliquent (motifs des choix d'école, rencontres avec les enseignants, etc.).

À l'entrée au CP, les élèves du panel ont passé une série d'épreuves destinées à mesurer leur degré de compétences dans cinq grands domaines : les connaissances générales, les compétences verbales et la familiarité avec l'écrit, les compétences logiques et la familiarité avec le nombre, les concepts liés au temps et à l'espace, ainsi que les comportements et l'attention. Le score « global » en CP utilisé dans cette étude porte sur les quatre premières dimensions citées. Par ailleurs, les enseignants étaient invités à porter un jugement sur les comportements en classe des élèves du panel. Toutefois, ces appréciations ne faisaient pas l'objet d'un test standardisé, et de ce fait étaient plus soumises à la subjectivité de l'enseignant.

Par ailleurs, comme l'ensemble des élèves français entre 1989 et 2006, les élèves du panel ont passé en début de CE2 des évaluations « diagnostiques ». Elles se composaient d'une épreuve de français (compréhension, outils de la langue, production de l'écrit) et d'une épreuve de mathématiques (géométrie, mesure, numération, problèmes). Des évaluations diagnostiques, en français et en mathématiques, ont également existé en sixième, entre 1989 et 2008 et leurs résultats ont également été récupérés pour les élèves du panel.

Il ne s'agissait pas d'évaluations très standardisées à visée statistique, mais d'évaluations exhaustives à visée opérationnelle. L'objectif principal était ici d'aider les enseignants à repérer les difficultés des élèves, mais ce point ne pose pas de problème particulier dans le cadre de notre comparaison : en effet, il n'y a pas de raison de penser que les enseignants du secteur privé prenaient plus ou moins au sérieux l'aide apportée par ces évaluations. En revanche, il faut noter que ces évaluations étaient aussi parfois utilisées par les acteurs locaux (inspecteurs de l'Éducation nationale, rectorats) pour construire des outils de pilotage. Les enseignants qui faisaient passer les épreuves pouvaient se sentir évalués par ces indicateurs, et leur correction des exercices pouvait en être affectée. Ce point risque d'affecter un peu plus les établissements publics, les établissements privés n'étant pas soumis au même contrôle par les autorités rectorales. Ceci dit, il n'est pas forcément simple d'anticiper le signe et l'ampleur du biais éventuel.

📄 **Tableau 1** Les transitions entre école publique et école privée du CP au CE1

Année précédente \ Année suivante	Non-redoublants		Redoublants		Total
	CE1 privé	CE1 public	CP privé	CP public	
CP privé	751	20	17	2	790
CP public	45	4 515	8	107	4 675
Total	796	4 535	25	109	5 465

Éducation & formations n° 95 © DEPP

Lecture : parmi les 790 élèves étant entrés en CP dans un établissement privé, 751 sont passés l'année suivante en CE1 en restant dans le même établissement ou dans un autre établissement privé, 20 sont passés en CE1 dans un établissement public, 17 ont redoublé leur classe de CP dans le même établissement ou dans un autre établissement privé, 2 sont passés dans un établissement public à l'occasion de ce redoublement.

Champ : France métropolitaine, élèves nés en 1991 entrés au CP en 1997.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997.

les deux secteurs sont beaucoup plus fréquentes entre le CE2 et la sixième, et en outre 30 % des résultats aux tests de sixième sont manquants. Au total, les estimations conduites sur le sous-échantillon des élèves restés dans le secteur privé tout au long de leur scolarité élémentaire et ayant passé les tests à l'entrée en sixième risquent vraisemblablement d'être biaisées. Les quelques essais que nous avons conduits en ce sens montrent qu'en présence des biais induits par ces mobilités intersectorielles et ces données manquantes, les estimations sont souvent contre-intuitives et peu interprétables.

DANS LE PRIVÉ, DES ÉLÈVES PLUS FRÉQUEMMENT ISSUS DE MILIEUX SOCIAUX FAVORISÉS

Le **tableau 2** présente les caractéristiques des élèves scolarisés deux années de suite (en CP et en CE1) dans le même secteur, non redoublants. Le sous-échantillon découlant des restrictions définies ci-dessus contient 5 097 élèves ; 14 % d'entre eux (725 plus exactement)⁸ ont été scolarisés deux ans de suite dans le secteur privé. Les élèves dont les parents sont agriculteurs, chefs d'entreprise, cadres supérieurs ou ont des professions libérales, sont sur-représentés parmi les élèves scolarisés dans le secteur privé. À l'inverse, les enfants d'ouvriers sont plus souvent scolarisés dans le secteur public (39 % contre 27 % dans le secteur privé) ; 9 % des élèves scolarisés dans le secteur privé ont au moins un parent immigré, cette proportion étant double dans les établissements publics. Par ailleurs, dans 20 % des cas, la mère d'un élève scolarisé dans le secteur public n'a aucun diplôme, cette proportion étant deux fois moindre dans le secteur privé 📄 **Tableau 2**.

Les élèves scolarisés dans les deux secteurs diffèrent également du point de vue de leurs résultats aux tests cognitifs effectués au moment de leur entrée en CP. Mesurés sur une échelle allant de 0 à 100, les élèves scolarisés dans une classe de CP d'une école privée

⁸. Ce nombre est inférieur à celui qui apparaît dans le **tableau 1** et qui comptabilise les 751 élèves ayant été scolarisés dans une école privée en CP et en CE1 sans redoubler le CP. En effet, notre analyse inclut uniquement les élèves n'ayant redoublé ni le CP ni le CE1.

Tableau 2 Statistiques descriptives de l'échantillon (proportions d'élèves dans chaque secteur)

	Secteur public	Secteur privé	Différence
Profession du père			
Agriculteur	2,3	5,7	- 3,3***
Artisan, commerçant	7,3	9,2	- 2,0*
Chef d'entreprise	1,2	2,2	- 1,0**
Profession libérale	2,8	5,7	- 2,8***
Cadre supérieur	12,8	16,7	- 3,9**
Enseignant	3,6	3,7	0,1
Profession intermédiaire	15,8	17,5	- 1,7
Employé	12,0	10,2	1,8
Ouvrier	38,7	27,2	11,5***
Chômeur ou inactif n'ayant jamais travaillé	3,5	1,9	1,6*
Niveau de diplôme de la mère			
Sans diplôme	19,7	9,5	10,2***
Brevet des collèges	13,1	10,9	2,2
CAP-BEP	27,6	29,1	- 1,5
Baccalauréat et plus	39,7	50,5	- 10,8***
Caractéristiques de la famille			
Au moins un parent immigré	19,4	9,1	10,3***
Famille monoparentale	10,2	5,7	4,5***
3 frères et sœurs, ou plus	36,3	40,8	- 4,6**
Caractéristiques de l'élève			
Fille	49,2	49,7	- 0,5
Score global à l'entrée en CP	71,7	74,0	- 2,3***
Score en français en CE2	68,4	70,8	- 2,4***
Score en mathématiques en CE2	67,2	68,4	- 1,2*
Habite dans une commune rurale	24,6	29,9	- 5,4**
Nombre d'observations	4 372	725	

Éducation & formations n° 95 © DEPP

Significativité : * au seuil de 5 % ; ** au seuil de 1 % ; *** au seuil de 1 %.

Lecture : 2,3 % des élèves scolarisés dans une école publique ont un père agriculteur ; ces élèves ont obtenu en moyenne 71,7 % de réponses correctes aux tests à l'entrée au CP.

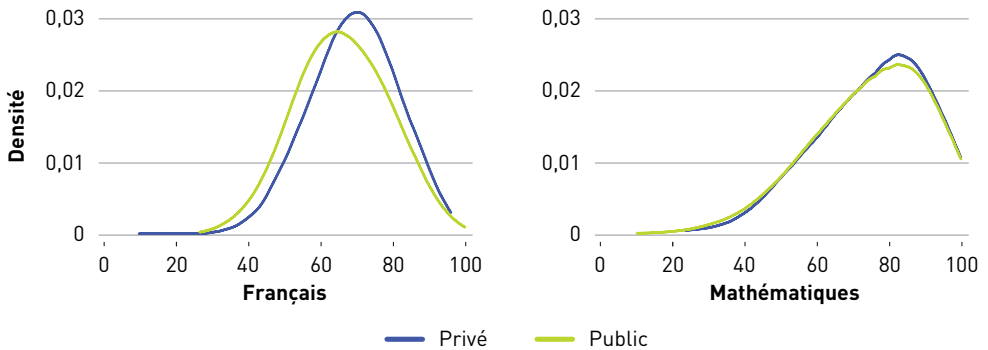
Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997.

obtiennent un score global (toutes épreuves confondues) de 2 points en moyenne supérieur à celui des élèves scolarisés en CP dans un établissement public. Cette différence représente 21 % de l'écart-type⁹ de la distribution des scores globaux aux tests administrés en CP dans cet échantillon. Lorsque ces élèves sont en CE2, une différence très significative persiste en français, mais est plus faible en mathématiques. Il est possible de faire une analyse plus fine des différences entre les résultats obtenus par les élèves scolarisés dans les deux secteurs,

9. L'écart-type est une mesure de la dispersion des scores aux tests.

▾ **Figure 1** Distributions des scores des élèves de CP aux tests de français et de mathématiques dans les écoles publiques et privées

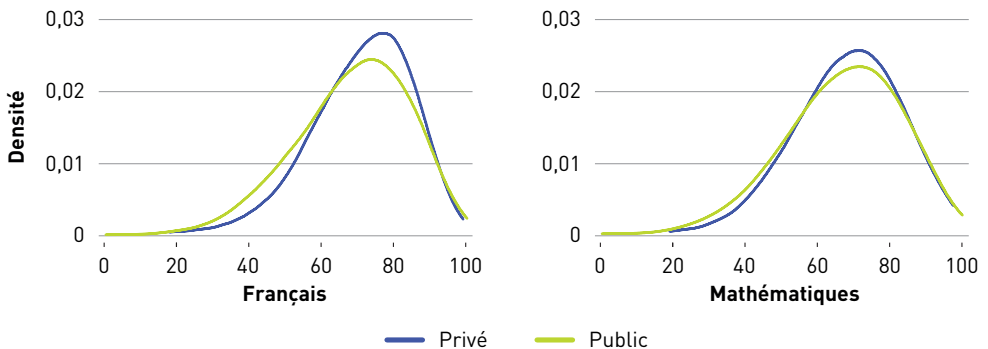


Éducation & formations n° 95 © DEPP

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997.

▾ **Figure 2** Distributions des scores des élèves de CE2 aux tests de français et de mathématiques dans les écoles publiques et privées



Éducation & formations n° 95 © DEPP

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997.

en CP et en CE2, en distinguant par exemple leurs scores aux tests en français et en mathématiques. Ainsi, les **figures 1** et **2** montrent que la distribution des scores des élèves non redoublants scolarisés dans le secteur privé « domine » celle des élèves scolarisés dans le secteur public en français, tant en CP qu'en CE2 (cela signifie qu'ils obtiennent plus souvent de meilleurs résultats aux scores de français), alors que les distributions des résultats aux tests de mathématiques diffèrent peu dans ces deux classes. Lorsque les élèves ayant changé de secteur entre le CP et le CE2 (en passant d'une école privée à une école publique, ou inversement) sont ajoutés à l'échantillon, les résultats sont similaires¹⁰. Peut-on imputer au secteur privé les meilleurs résultats obtenus par ses élèves en français, ou bien ces bons

¹⁰. Les graphes des distributions des scores en français et en mathématiques correspondant à cet échantillon augmenté sont disponibles auprès des auteurs.

résultats seraient-ils seulement le reflet de l'environnement familial plus favorable dont bénéficient ces élèves, dans leur ensemble ? C'est là la question à laquelle nous souhaitons répondre, en essayant de tenir au mieux compte de l'endogénéité du choix du secteur privé par les familles.

UN MODÈLE À DEUX ÉQUATIONS DÉCRIVANT LE CHOIX DU SECTEUR À L'ENTRÉE AU CP ET LES RÉSULTATS SCOLAIRES EN CE2

Afin de corriger l'éventuelle endogénéité du choix du secteur de scolarisation par les familles, nous avons choisi de retenir deux variables instrumentales aisément disponibles dans notre fichier de données. La première est la taille de la commune de résidence des parents, qui est comparable à l'instrument utilisé par VANDENBERGHE et ROBIN [2004]. La seconde est l'écart de distance au domicile entre les deux écoles, privée et publique, les plus proches. Cette seconde variable n'est pas la distance à l'école privée la plus proche, comme cela a été souvent le cas dans la littérature économétrique dédiée à ce thème [cf. CARD, 1995, ou encore ALTONJI, ELDER, TABER, 2005a, 2005b]. Certes, la scolarisation de l'élève dans une école privée devrait être facilitée par la proximité d'une école privée. Mais les familles, tout au moins celles dont les revenus le permettent, pourraient également choisir leur lieu de résidence en fonction de ce critère, qui de ce fait perdrait son caractère aléatoire, c'est-à-dire son statut d'exogénéité. L'écart de distance entre les écoles, privée et publique, les plus proches du domicile des parents de l'élève nous semble moins soumis à cette dernière critique. Dans le cas où la famille de l'élève a une préférence marquée pour la scolarisation dans le secteur privé, elle peut certes tenir compte de la proximité à une école privée lorsqu'elle choisit une adresse de résidence, mais ce choix est *a priori* moins influencé par l'écart de distance entre les écoles privée et publique les plus proches. Pour autant, cette différence reste corrélée à la distance à l'école privée la plus proche (qui est l'un des deux éléments de cette différence) ; elle constitue donc un instrument potentiellement pertinent. Les distances aux écoles privée et publique les plus proches sont calculées par géoréférencement des adresses de ces deux écoles et de la résidence des parents de l'élève¹¹. Le détail de cette procédure est décrit en [annexe 1](#) p. 81. Le modèle économétrique que nous utilisons et estimons est présenté dans l'[encadré 2](#) p. 75.

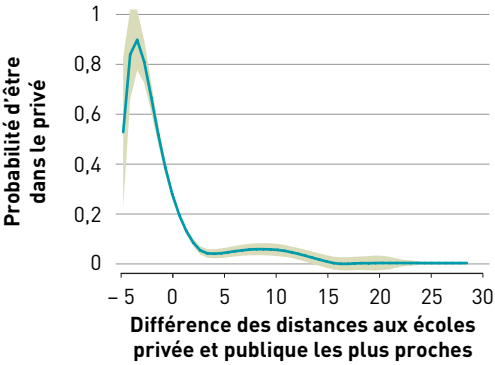
Une analyse préliminaire, conduite à l'aide d'une régression non-paramétrique univariée¹², montre que la probabilité que l'élève soit scolarisé(e) du CP au CE2 dans une école privée est une fonction significativement décroissante de l'écart de distance entre les deux écoles privée et publique les plus proches, celui-ci étant mesuré en kilomètres et calculé comme la différence entre la distance du lieu de résidence des parents à l'école privée la plus proche et la distance de leur domicile à l'école publique la plus proche ↘ [Figure 3A](#) p. 70. Plus cette différence est négative, c'est-à-dire lorsque l'école privée est plus proche du domicile des parents que l'école publique, plus la probabilité d'être scolarisé dans le privé est élevée. À l'inverse, cette probabilité ne dépend pas d'une façon claire de la taille de la commune de

11. Notre procédure de calcul de distance est ainsi beaucoup plus précise que celles utilisées par CARD [1995] et ALTONJI, ELDER et TABER [2005a, 2005b] qui utilisent simplement les codes postaux.

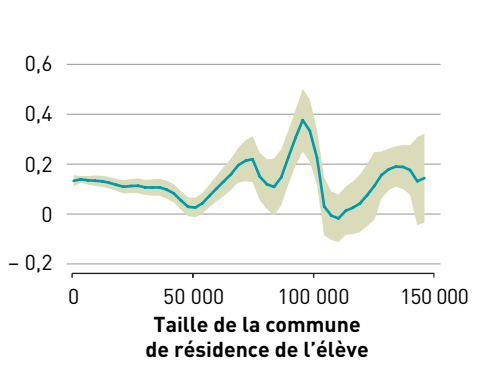
12. Les régressions non-paramétriques représentées sur les [figures 3](#) et [4](#) p. 70 sont des régressions par polynômes locaux pour lesquelles la fonction noyau est de type Epanechnikov. Ces régressions sont de type univarié, c'est-à-dire que l'on y régresse par exemple la probabilité d'être scolarisé dans une école privée sur une seule variable, telle que la taille de la commune de résidence des parents ↘ [Figure 3B](#).

↘ **Figure 3** Probabilité d'être scolarisé en CP et en CE1 dans une école privée

A. En fonction de l'écart de distance entre les écoles privée et publique les plus proches



B. En fonction de la taille de la commune de résidence des parents de l'élève



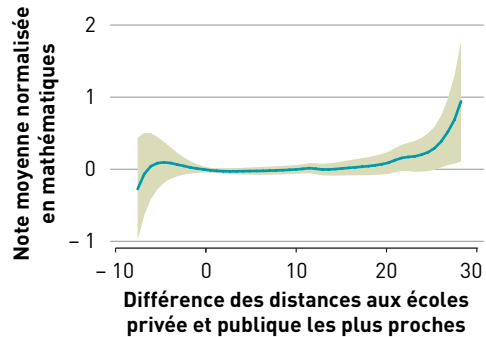
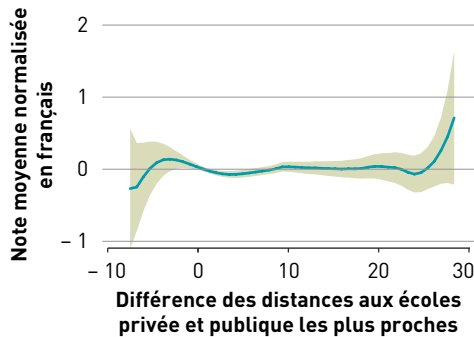
Éducation & formations n° 95 © DEPP

Note : la bande en grisé représente l'intervalle de confiance de la probabilité estimée à 95 %.

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997 ; Insee, recensement de la population 1999.

↘ **Figure 4** Résultats aux tests de CE2 en fonction de l'écart de distance entre les écoles privée et publique les plus proches



Éducation & formations n° 95 © DEPP

Note : la bande en grisé représente l'intervalle de confiance de la probabilité estimée à 95 %.

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997.

résidence des parents de l'élève ↘ **Figure 3B**. Les variations erratiques de cette seconde régression non paramétrique résultent pour l'essentiel du faible nombre d'élèves résidant dans des communes dont la taille est comprise entre 80 000 et 120 000 habitants.

L'écart de distance entre les écoles privée et publique semble donc affecter significativement la probabilité d'être scolarisé dans une école privée. La **figure 4** montre qu'à l'inverse, cet écart n'influence guère les résultats aux tests de français et de mathématiques réalisés en

CE2. Ceci donne à penser que l'instrument n'a pas d'influence sur les résultats aux tests indépendamment de son lien avec le choix du secteur de scolarisation, qui est la variable endogène.

DES ÉCOLES PUBLIQUES SOUVENT PLUS PROCHES, MAIS DES CHOIX QUI DÉPENDENT DES DISTANCES RELATIVES AUX ÉCOLES PRIVÉE ET PUBLIQUE


L'école publique la plus proche se situe en moyenne à 670 mètres du domicile des parents, alors que l'école privée la plus proche est à une distance moyenne de 3,85 kilomètres  **Tableau 3**. Ces distances sont toutefois fonction de la taille de la commune de résidence des familles : lorsque les parents habitent dans des communes de moins de 2 000 habitants, l'école privée la plus proche est située en moyenne à 7,6 kilomètres, alors qu'elle est 5 fois moins éloignée dans des grandes villes. Dans le cas des écoles publiques, le contraste est moins important.

Tableau 3 Distance moyenne (en km) à l'école privée ou publique la plus proche, en fonction de la taille de la commune de résidence des parents

Taille de la commune	École privée la plus proche	École publique la plus proche
Moins de 2 000 habitants	7,59	1,15
Entre 2 000 et 10 000 habitants	5,56	0,81
Entre 10 000 et 50 000 habitants	3,23	0,60
Entre 50 000 et 150 000 habitants	1,91	0,47
Entre 150 000 et un million d'habitants	1,85	0,44
Paris	1,40	0,34
Total	3,85	0,67

Éducation & Formations n° 95 © DEPP

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997 ; Insee, recensement de la population 1999.

Tableau 4 Écart moyen de distance (en km) entre l'école privée et l'école publique les plus proches, en fonction du secteur d'éducation effectivement choisi par les parents

	Choix d'une école publique	Choix d'une école privée	Écart de distance
Distance entre le domicile et l'école privée la plus proche	4,20	1,73	2,47
Distance entre le domicile et l'école publique la plus proche	0,62	0,98	- 0,36
Écart de distance	3,58	0,75	2,84
Nombre d'observations	4 372	725	

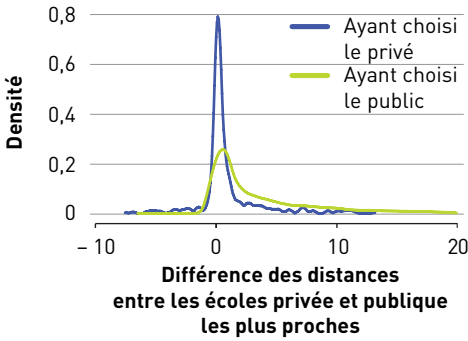
Éducation & Formations n° 95 © DEPP

Note : tous les écarts de distance sont extrêmement significatifs (au niveau seuil de 1 ‰).

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997.

▾ **Figure 5 Distribution des écarts de distance entre les écoles privée et publique les plus proches (en km), selon que l'élève est scolarisé dans une école publique ou privée**



Éducation & formations n° 95 © DEPP

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997.

pour lesquelles l'école privée est plus proche du domicile que l'école publique. À l'inverse, les familles qui choisissent d'inscrire leur enfant dans une école publique le font assez souvent lorsque l'école publique la plus proche, qui est vraisemblablement l'école de secteur, est moins éloignée que l'école privée la plus proche.

En moyenne, l'école publique la plus proche est située à 620 mètres du domicile des parents qui choisissent d'inscrire effectivement leur enfant dans une école publique ▾ **Tableau 4** p. 71. Dans leur cas, l'école privée la plus proche est située en moyenne à 4,2 km. Pour les parents choisissant d'inscrire leur enfant dans une école privée, la distance moyenne à l'école privée la plus proche est moindre (1,73 km), et la distance moyenne à l'école publique la plus proche un peu plus élevée (980 mètres).

La **figure 5** complète ces résultats. Elle montre que l'écart de distance entre les écoles privée et publique les plus proches est plus fréquemment très faible dans le cas des familles qui choisissent d'inscrire leur enfant dans une école privée. En d'autres termes, les familles qui choisissent l'école privée sont souvent celles dont le domicile est situé à une distance similaire des écoles privée et publique les plus proches, ou bien

QUELLES VARIABLES INSTRUMENTALES RETENIR ?

Pour corriger les biais statistiques dus à l'endogénéité de la scolarisation dans le secteur privé, nous choisissons trois variables instrumentales : l'écart de distance entre les écoles privée et publique les plus proches du domicile de la famille de l'élève, le carré de cet écart pour rendre compte d'un éventuel effet non linéaire de cet écart de distance sur la scolarisation dans le privé, et la taille de la commune de résidence de la famille. Cette dernière variable instrumentale se rapproche de celle utilisée par VANDENBERGHE et ROBIN [2004], qui ont toutefois préféré retenir une variable indiquant si l'établissement choisi est situé dans une ville de plus de 100 000 habitants. Le **tableau 5** reporte les estimations des coefficients associés à ces trois variables dans un modèle linéaire de probabilité ¹³. Dans ce modèle, estimé à l'aide de la technique des moindres carrés ordinaires, nous régressons la variable binaire indiquant si l'élève est scolarisé dans une école privée sur un ensemble de variables explicatives incluant les variables instrumentales précitées, le genre de l'élève, son trimestre de naissance et son niveau scolaire à l'entrée en CP (mesuré par un indicateur synthétique des résultats aux tests

13. Ce modèle correspond à la première équation décrite dans l'**encadré 2** p. 75.

↳ **Tableau 5** Les effets des variables instrumentales sur la probabilité d'être scolarisé dans une école élémentaire privée (modèle linéaire de probabilité)

Variable expliquée : scolarisation dans une école élémentaire privée (1 si oui, 0 sinon)	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Écart de distance entre les écoles privée et publique les plus proches du domicile	- 0,050*** (0,003)		- 0,049*** (0,003)
Carré de cet écart	0,002*** (0,000)		0,002*** (0,000)
Taille de la commune de résidence (exprimée en centaines de milliers)	- 0,009 (0,009)	0,024** (0,009)	
Caractéristiques de la famille	Oui	Oui	Oui
Caractéristiques de l'élève	Oui	Oui	Oui
Score global aux tests à l'entrée en CP	Oui	Oui	Oui
Caractéristiques de la zone de résidence	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	4 905	4 905	4 905
Statistique de Fisher pour le test de nullité des coefficients associés aux instruments	165,9	7,2	248,3
R ² ajusté	0,12	0,03	0,12

Éducation & formations n° 95 © DEPP

Significativité : * au seuil de 5 % ; ** au seuil de 1 % ; *** au seuil de 1 %.

Note : sous les coefficients estimés sont reportés entre parenthèses les écarts-types estimés. L'échantillon est limité aux observations pour lesquelles nous connaissons la taille de la commune de résidence.

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997 ; Insee, recensement de la population 1999.

qui lui sont proposés à ce moment-là), les caractéristiques de sa famille (la profession du père de l'élève et le niveau d'éducation de la mère ; le type de famille, monoparentale ou non ; etc.), et les caractéristiques de sa commune de résidence (commune rurale ou urbaine ; proportions d'ouvriers et d'étrangers dans le quartier ou la commune).

Dans la première colonne du **tableau 5**, nous reportons les coefficients estimés associés aux trois variables instrumentales lorsque celles-ci sont simultanément introduites dans le modèle. Le coefficient associé à la taille de la commune de résidence n'est pas significativement différent de zéro, ce qui signifie qu'une fois toutes les autres variables prises en compte, celle-ci n'a plus d'effet perceptible sur la décision de scolariser l'élève dans une école privée en CP. Dans le modèle linéaire de probabilité où la taille de la commune de résidence est la seule variable instrumentale incluse dans l'ensemble de régresseurs, la statistique de Fisher permettant de tester l'hypothèse de nullité du coefficient associé à cet instrument est inférieure à 10 (plus précisément, égale à 7,2), ce qui, selon Stock et Yogo [2005]¹⁴, indique que la

¹⁴. Un instrument est faible lorsqu'il est un mauvais prédicteur de la variable endogène dans l'équation de première étape (la première équation du modèle explicité dans l'**encadré 2** p. 75), ce qui a pour conséquence que les valeurs prédites de cette variable endogène sont trop faiblement dispersées. Il est alors fort probable que ces valeurs auront un faible pouvoir explicatif lorsqu'elles sont utilisées comme régresseurs dans l'équation d'intérêt (la seconde équation du modèle présenté dans l'**encadré 2**). La pratique consiste à juger comme faible tout ensemble d'instruments dont la statistique de Fisher de significativité jointe dans l'estimation de la première étape des doubles moindres carrés est inférieure à 10. Ce test doit être effectué séparément pour chaque variable endogène instrumentée. Le test de Stock et Yogo [2005] formalise cette règle à l'aide d'un seul test pour l'ensemble des variables endogènes instrumentées. S'il n'y a qu'une variable endogène instrumentée, le test de Stock et Yogo [2005] correspond à la statistique de Fisher de la significativité jointe des instruments dans l'estimation de la première étape des doubles moindres carrés.

taille de la commune de résidence est un instrument faible¹⁵. Par conséquent, nous retenons comme seules variables instrumentales l'écart de distance entre les écoles privée et publique les plus proches du domicile de la famille de l'élève, et le carré de cet écart. Les estimations des coefficients associés à ces deux variables sont statistiquement très significatives (voir la dernière colonne du **tableau 5** p. 73) et leur valeur n'est absolument pas modifiée par l'omission de la taille de la commune de résidence de la famille. Par ailleurs, la statistique de Fisher associée au test de l'hypothèse de nullité des coefficients associés à ces deux variables instrumentales est très élevée (égale à 248,3), ce qui implique que l'on rejette très fortement l'hypothèse de faiblesse de ces deux instruments. Par la suite, seul sera retenu le modèle utilisant ces deux instruments.

La taille de la commune de résidence de la famille ne peut être considérée comme un instrument valide, ce qui différencie notre étude de celle réalisée par VANDENBERGHE et ROBIN [2004]. La raison en est probablement que notre étude porte sur les choix de scolarisation dans le premier degré, alors que celle de VANDENBERGHE et ROBIN [2004] concerne des élèves de 15 ans (en classe de troisième ou de seconde). Il est possible, comme nous venons de l'illustrer, que la taille de la commune soit moins pertinente pour caractériser le choix du privé dans le premier degré, autrement dit, qu'elle lui soit moins bien corrélée. Pour justifier leur choix, VANDENBERGHE et ROBIN [2004] faisaient remarquer que l'offre d'enseignement privé est plus importante dans les villes de plus de 100 000 habitants. C'est en effet le cas lorsque l'on considère la part du privé par taille de commune de résidence. Ainsi, 28 % des élèves du second degré résidant dans les villes de plus de 100 000 habitants sont scolarisés dans le privé en 2015, contre 21 % dans les communes de moins de 100 000 habitants. L'écart en termes de proportions est substantiel, ce qui explique que la variable instrumentale retenue par VANDENBERGHE et ROBIN [2004] est suffisamment bien corrélée au choix du privé dans le cas des élèves du second degré. Toutefois, cet écart est moindre dans le premier degré. Dans les villes de plus de 100 000 habitants, 16 % des élèves sont scolarisés dans le privé contre 13 % dans les villes de moins de 100 000 habitants. Ceci peut contribuer à éclairer pourquoi, lorsque l'analyse porte sur le premier degré, la taille de la commune de résidence n'influence pas le choix du secteur.

LES DÉTERMINANTS DE LA SCOLARISATION EN CP DANS UNE ÉCOLE PRIVÉE

Lorsque l'école privée la plus proche est plus éloignée du domicile que l'école publique la plus proche, l'élève est plus souvent scolarisé dans une école élémentaire publique. Plus précisément, au regard d'une situation de référence où l'école publique et l'école privée la plus proche sont à la même distance du domicile, éloigner l'école privée d'un kilomètre supplémentaire augmente la probabilité de scolariser l'élève dans le secteur public de 5 points de pourcentage. Cet effet est toutefois marginalement décroissant, puisque le carré de l'écart de distance est de signe opposé et statistiquement significatif. Au total, la proximité d'une

15. Lorsque la taille de la commune de résidence des parents est utilisée comme instrument (cf. la colonne « Modèle 1 » du **tableau 5** p. 73), elle n'est pas incluse dans l'ensemble de régresseurs qui intervient dans l'équation de résultats aux tests (qui est la seconde équation du modèle présenté dans l'**encadré 2** p. 76). Lorsque la taille de cette commune n'est pas utilisée comme variable instrumentale, elle peut être incluse dans cet ensemble de régresseurs. Elle apparaît alors comme n'ayant pas d'effet statistiquement significatif sur ces résultats. En raison de son absence de significativité statistique dans les deux équations du modèle, nous l'avons donc omise des deux équations.

LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

Le modèle que nous estimons est un modèle à deux équations. La première, dite équation auxiliaire, explique la scolarisation en CP et en CE1 dans une école privée par l'écart des distances au domicile des parents des deux écoles privée et publique les plus proches, par la taille de la commune de résidence, par les caractéristiques de l'élève (genre, score global aux évaluations cognitives à l'entrée en CP, trimestre de naissance, etc.) et de sa famille, ainsi que par certaines caractéristiques socioéconomiques de l'environnement du lieu de résidence de la famille [commune rurale ou urbaine, proportion d'ouvriers et d'étrangers dans l'IRIS¹ du lieu de résidence, etc.]. La seconde équation, dite équation principale, explique le résultat au test de mathématiques, ou au test de français, proposé à un(e) élève du panel lorsqu'il ou elle entre en CE2. Les variables déterminant ce résultat sont le fait d'avoir été scolarisé dans une école privée en CP et au CE1, ainsi que les autres caractéristiques de l'élève et de sa famille prises en compte dans la première équation, à l'exception bien évidemment de l'écart de distance entre les deux écoles privée et publique les plus proches et de la taille de la commune de résidence qui sont les deux variables instrumentales retenues. Les notations sont les suivantes. La variable indicatrice $Priv_i$ vaut 1 si l'élève i (appartenant à notre échantillon de taille n) est scolarisé dans une école privée en CP et au CE1 ; elle vaut 0 si cet élève est scolarisé entièrement dans le secteur public (les élèves passant d'un secteur à l'autre, qui sont très peu nombreux,

sont exclus de l'analyse). Son résultat au test passé en CE2 (en mathématiques ou en français) est noté S_i ; de façon habituelle, pour des raisons de comparabilité avec d'autres études, il est standardisé, à savoir qu'il est calculé en lui soustrayant la moyenne des scores de tous les élèves à ce même test, le tout étant ensuite divisé par l'écart-type de ces scores. La variable S_i ainsi obtenue est centrée (de moyenne 0) et réduite (d'écart-type 1). Son unité de mesure est l'écart-type de la distribution des résultats au test considéré. Les deux variables instrumentales retenues (*i.e.* l'écart de distance entre les deux écoles privée et publique les plus proches et la taille de la commune de résidence) sont représentées par le vecteur Z_i , les autres variables (caractéristiques de l'élève, de sa famille ou de leur environnement socioéconomique) sont incluses dans le vecteur X_i . Au total, le modèle complet s'écrit sous la forme :

$$Priv_i = \alpha_0 + Z_i' \alpha_1 + X_i' \alpha_2 + u_i \quad (1)$$

$$S_i = \beta_0 + \beta_1 Priv_i + X_i' \beta_2 + v_i \quad (2)$$

Dans ces équations, α_0 , α_1 , α_2 , β_0 , β_1 et β_2 sont des paramètres, ou des vecteurs de paramètres, qui doivent être estimés. Les termes u_i et v_i sont des erreurs aléatoires de moyenne nulle, de variances respectives σ_u^2 et σ_v^2 , et de covariance σ_{uv} a priori non nulle. Cette covariance non nulle est la source statistique de l'endogénéité de la scolarisation de l'élève dans le privé, représentée par la variable $Priv_i$; lorsque cette covariance est nulle, la variable $Priv_i$ est exogène et l'équation (2) peut être estimée par moindres carrés ordinaires. Les variables Z_i sont supposées non corrélées au terme d'erreur u_i , la variable $Priv_i$ est potentiellement corrélée au terme d'erreur v_i . Le modèle constitué des équations (1) et (2) est estimé par la méthode des doubles moindres carrés.

1. L'IRIS (sigle qui signifie « îlots regroupés pour l'information statistique ») constitue la brique de base en matière de diffusion de données infra-communales. Il doit respecter des critères géographiques et démographiques et avoir des contours identifiables sans ambiguïté et stables dans le temps. Les communes d'au moins 10 000 habitants et une forte proportion des communes de 5 000 à 10 000 habitants sont découpées en IRIS. Ce découpage constitue une partition de leur territoire. La France compte environ 16 100 IRIS dont 650 dans les DOM.

école privée est un facteur déterminant. Mais ce n'est pas le seul. Comme les statistiques descriptives déjà présentées le faisaient apparaître, le modèle de régression confirme l'effet significatif de l'origine sociale des parents et de leur niveau d'éducation. Il en est de même pour les élèves dont les parents sont immigrés, pour ceux vivant dans une famille monoparentale ou dans un quartier comportant une forte proportion d'étrangers. Les élèves ayant des compétences cognitives plus élevées à l'entrée en CP sont un peu plus souvent scolarisés dans une école élémentaire privée, mais cette relation reste quantitativement faible : lorsque le score aux tests proposés à l'entrée en CP augmente d'un écart-type (ce qui correspond à une très forte variation), la probabilité d'être scolarisé dans le secteur privé croît de 0,1 point. Le choix du secteur de scolarisation ne dépend pas du genre de l'élève ou de son trimestre de naissance. Ces résultats figurent dans le **tableau 8** reproduit dans l'**annexe 2** p. 82.

LES EFFETS DE LA SCOLARISATION DANS LE SECTEUR PRIVÉ SUR LES RÉSULTATS EN CE2

Pour estimer les effets de la scolarisation dans le secteur privé sur les résultats aux tests passés en CE2, tant en mathématiques qu'en français, nous régressons le score obtenu par l'élève de CE2 dans ces deux matières sur un ensemble de variables explicatives incluant le fait d'être ou non scolarisé dans une école privée depuis l'entrée en CP, le genre de l'élève, son trimestre de naissance et son niveau scolaire à l'entrée en CP (mesuré par un indicateur synthétique des résultats aux tests qui lui sont proposés à ce moment-là), les caractéristiques de sa famille (l'origine sociale du père de l'élève et le niveau d'éducation de la mère ; le type de famille, monoparentale ou non ; etc.), et les caractéristiques de sa zone de résidence (commune rurale ou urbaine ; proportions d'ouvriers et d'immigrés dans le quartier ou la commune). Les groupes de variables explicatives sont ajoutés successivement afin d'apprécier l'influence de leur inclusion sur les résultats ↘ **Tableau 6** p. 77. Le modèle 3, incluant le jeu le plus complet de variables, est celui qui tient compte le plus finement¹⁶ des différences de composition entre élèves fréquentant une école publique et privée.

L'estimation est d'abord faite par la technique des moindres carrés ordinaires (MCO ci-après)¹⁷, de sorte à pouvoir comparer ces résultats avec ceux obtenus par la méthode des variables instrumentales (IV ci-après) et l'estimation du modèle à deux équations de l'**encadré 2** par doubles moindres carrés. En français, l'effet estimé est légèrement négatif, mais non statistiquement différent de zéro, que l'estimation soit faite par MCO ou par IV, qu'elle intègre ou non dans la liste des régresseurs le niveau de l'élève à l'entrée en CP, et de même pour les caractéristiques de sa zone de résidence. Les résultats sont nettement différenciés lorsque l'on considère les résultats en mathématiques. Avec la méthode des MCO, nous trouvons un effet négatif de la scolarisation dans le secteur privé sur les tests de mathématiques passés en CE2, cet effet représentant une baisse équivalente à 11 % de l'écart-type de la distribution des résultats.

¹⁶. Dans le cas des variables instrumentales, cet ajout de variables permet plus facilement d'interpréter l'effet associé à l'écart de distance comme un effet d'accessibilité au privé, et non, par exemple, par le fait que les familles vivant à proximité des écoles privées seraient plus favorisées. Autrement dit, ce choix de modélisation vise à consolider l'hypothèse d'exogénéité de nos instruments (cf. *supra*).

¹⁷. Cette méthode consiste à régresser directement le score en mathématiques ou en français sur la liste des variables citées, le fait d'être scolarisé dans une école privée n'étant pas ici instrumenté. En d'autres termes, nous estimons uniquement la seconde équation du modèle présenté dans l'**encadré 2** p. 75.

Tableau 6 L'effet de la scolarisation dans le secteur privé sur les résultats aux tests passés en CE2

Variable expliquée : résultat obtenu par l'élève aux tests	Français			Mathématiques		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Secteur privé (estimation MCO)	0,025 (0,037)	- 0,026 (0,031)	- 0,026 (0,031)	- 0,052 (0,038)	- 0,106** (0,031)	- 0,107** (0,031)
Secteur privé (estimation IV)	- 0,083 (0,141)	- 0,039 (0,115)	- 0,024 (0,101)	- 0,205 (0,144)	- 0,159 (0,117)	- 0,147 (0,102)
Caractéristiques de la famille	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Caractéristiques de l'élève	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Score global aux tests à l'entrée en CP	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Caractéristiques de la zone de résidence	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Nombre d'observations	5 097			5 097		
R ² ajusté	0,18	0,43	0,43	0,15	0,42	0,42

Éducation & formations n° 95 © DEPP

Significativité : * au seuil de 5 % ; ** au seuil de 1 % ; *** au seuil de 1 %.

Note : les scores obtenus par l'élève sont standardisés afin d'autoriser la comparabilité entre matières.

La standardisation consiste à déduire du score de chaque élève la moyenne des scores obtenus par tous les élèves dans la matière considérée (mathématiques ou français), puis à diviser le résultat par l'écart-type de ces notes.

Cette procédure fournit des résultats normalisés, de moyenne 0 et d'écart-type 1. Sous les coefficients estimés sont reportés entre parenthèses les écarts-types estimés.

Champ : France métropolitaine, élèves non redoublants entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997 ; Insee, recensement de la population 1999.

Ce résultat sur les mathématiques peut surprendre. Il est toutefois cohérent avec les travaux précédemment réalisés sur la comparaison entre élèves du public et du privé, notamment l'étude de VALDENNAIRE [2011] réalisée à l'aide des mêmes données. Pour l'interpréter, on peut d'abord souligner qu'en début de scolarité, l'avantage « brut » des élèves scolarisés dans le privé est plus faible que celui constaté, par exemple, en fin de collège¹⁸. Plusieurs travaux réalisés par la DEPP sur les évaluations menées en début de CE2 à la fin des années 1990 suggèrent, à ce niveau, un écart faible ou non significatif entre les élèves scolarisés dans le privé et le public. De façon assez logique, cet écart disparaît lorsque l'on tient compte, à l'aide d'une méthode de régression par MCO, du niveau scolaire et social en moyenne plus élevé des élèves scolarisés dans le privé. Il peut alors même s'inverser et faire apparaître un avantage apparent pour les élèves du public. C'est le constat fait par ANDRIEUX et COLMANT [2000] qui observent des élèves ayant passé des évaluations de mathématiques en CE2 au début de l'année 1999. Ce résultat semble toutefois être spécifique à cette année-là, la même méthodologie mise en œuvre sur les années 1996 à 2000 n'ayant pas abouti au même constat¹⁹. S'il semble y avoir une « sous-réussite » des élèves du privé en mathématiques à l'évaluation de 1999, qui fait écho à nos premiers résultats, elle ne doit donc sans doute pas être surinterprétée.

18. Pour en donner une illustration, à l'occasion des évaluations faites lors du cycle d'évaluations disciplinaires réalisées sur échantillon (Cedre) en mathématiques en 2014, l'écart entre un élève scolarisé dans le privé et le public était de 24 % d'écart-type en fin de CM2 et de 46 % d'écart-type en troisième [ARZOUMANIAN et DALIBARD, 2015 ; DALIBARD et PASTOR, 2015].

19. Nous nous référons ici, sans les citer extensivement, aux *Notes d'information* publiées annuellement par la DEPP sur les évaluations de début de CE2 réalisées entre 1996 et 2000.

De surcroît, notre estimation par MCO de l'effet de la scolarisation dans le privé ne tient pas compte de caractéristiques non observées qui peuvent par ailleurs différencier les élèves du privé et du public. Ce sont ces caractéristiques que nous visons à prendre en compte par la méthode des variables instrumentales. Bien que celle-ci produise un coefficient estimé légèrement supérieur en valeur absolue à celui obtenu par MCO, ce coefficient, toujours négatif, est cette fois-ci non statistiquement significatif. Au total, donc, si l'on se réfère aux estimations obtenues par la méthode des variables instrumentales, une fois l'endogénéité du choix du secteur prise en compte, la scolarisation dans le secteur privé en début de scolarité élémentaire n'a pas d'effet significatif, positif ou négatif, sur les résultats aux tests de mathématiques et de français passés en CE2²⁰. Les résultats détaillés de cette estimation sur les résultats en CE2, incluant l'effet des autres variables de contrôle prises en compte (correspondant au modèle 3 du [tableau 6](#) p. 77), se trouvent dans l'[annexe 2, tableau 9](#) p. 83.

Nous avons réalisé des estimations complémentaires afin de savoir si les effets de la scolarisation sur les résultats en CE2 différaient en fonction de plusieurs critères, tels que le score aux tests cognitifs passés par les élèves en début de CP, leur origine sociale ou la taille de la commune de résidence de leurs parents. Ces analyses complémentaires, toutes effectuées en appliquant la méthode des variables instrumentales à des sous-échantillons stratifiés (par exemple, les élèves dont les parents vivent dans des communes de plus ou moins 40 000 habitants, les élèves dont le résultat aux tests d'entrée en CP se situait dans le premier quartile ou dans le dernier quartile de la distribution des scores obtenus à ces tests, etc.) produisent souvent des effets statistiquement non significatifs. Dans l'ensemble, ils contredisent certaines idées préconçues, parfois étayées par des résultats obtenus dans d'autres pays ou d'autres contextes institutionnels²¹, selon lesquelles le secteur privé serait favorable aux élèves ayant des difficultés scolaires ou issus de milieux sociaux modestes ou défavorisés.

LES EFFETS DE LA SCOLARISATION DANS LE SECTEUR PRIVÉ SUR LE REDOUBLEMENT EN CP OU EN CE1

Un second indicateur de la réussite scolaire, tout aussi important que les notes obtenues à des tests cognitifs, est le redoublement d'une classe. Afin de savoir si celui-ci est plus ou moins fréquent dans le secteur privé, nous avons augmenté notre échantillon de travail en y incluant les élèves qui ont été scolarisés dans le même secteur, privé ou public, au cours des deux premières années de l'enseignement élémentaire²², et qui ont redoublé soit le CP, soit le CE1. Pour les distinguer des 5 097 élèves n'ayant pas redoublé qui ont constitué jusqu'ici notre échantillon de travail, nous avons créé une variable binaire qui vaut 1 si l'élève a redoublé le

20. Des estimations complémentaires montrent que ces résultats sont également vérifiés pour les élèves n'ayant passé qu'une seule année dans une école du secteur privé, soit en CP, soit en CE1. Les résultats de ces analyses sont disponibles auprès des auteurs

21. Certains analystes font référence à des travaux qui trouvent des effets positifs de la scolarisation des élèves issus des minorités ou des familles pauvres dans les écoles catholiques [EVANS et SCHWAB, 1995 ; NEAL, 1997 ; FIGLIO et STONE, 2000]. Toutefois ces études concernent des collégiens ou des lycéens scolarisés aux États-Unis, ce qui limite la portée de notre comparaison.

22. Cela correspond à deux situations possibles pour un élève redoublant. Si l'élève redouble son CE1, il passe son CP et au moins son premier CE1 dans le même secteur. Si l'élève redouble son CP, il passe au moins ses deux années de CP dans le même secteur.

Tableau 7 L'effet de la scolarisation dans le secteur privé sur le redoublement en CP ou en CE1 (modèle linéaire de probabilité)

Variable expliquée : redoublement en CP ou en CE1 (1 si oui, 0 sinon)	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Secteur privé (estimation MCO)	0,007 (0,011)	0,014 (0,010)	0,013 (0,010)
Secteur privé (estimation IV)	0,032 (0,040)	0,015 (0,038)	0,025 (0,035)
Caractéristiques de la famille	Oui	Oui	Oui
Caractéristiques de l'élève	Oui	Oui	Oui
Score global aux tests à l'entrée en CP	Non	Oui	Oui
Caractéristiques de la zone de résidence	Non	Non	Oui
Nombre d'observations		5 630	
R ² ajusté	0,10	0,10	0,12

Éducation & formations n° 95 © DEPP

Significativité : * au seuil de 5 % ; ** au seuil de 1 % ; *** au seuil de 1 %.

Note : sous les coefficients estimés sont reportés entre parenthèses les écarts-types estimés.

Champ : France métropolitaine, élèves nés en 1991, entrés en CP en septembre 1997 et scolarisés dans le même secteur, privé ou public, au cours des deux premières années de l'enseignement élémentaire (y compris élèves redoublants en CP ou en CE1).

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997 ; Insee, recensement général de la population 1999.

CP ou le CE1, 0 sinon. Le nombre de redoublants (restant dans le même secteur) étant égal à 533, l'échantillon comprend maintenant 5 630 élèves. La proportion de redoublants dans cet échantillon est égale à 9 %.

Le **tableau 7** reporte les estimations d'un modèle linéaire de probabilité dans lequel la variable binaire indiquant le redoublement en CP ou en CE1 est régressée sur le même ensemble de variables explicatives que précédemment, à savoir les caractéristiques de la famille, de l'élève, son score global aux tests à l'entrée au CP et les caractéristiques de sa zone de résidence. L'estimation est faite par la technique des moindres carrés ordinaires et par la méthode des variables instrumentales. Quelle que soit la méthode utilisée, il apparaît que la probabilité de redoubler le CP ou le CE1 n'est pas significativement différente dans les deux secteurs. Les résultats détaillés de cette estimation se trouvent en **annexe 2, tableau 10** p. 84.

LA PROXIMITÉ DES ÉCOLES PRIVÉES EST UN FACTEUR D'ATTRACTIVITÉ, LEURS MEILLEURS RÉSULTATS S'EXPLIQUENT PAR LES CARACTÉRISTIQUES DES ÉLÈVES QU'ELLES ACCUEILLEN

Une fois prises en compte les différences de composition, notamment sociale, des élèves fréquentant les écoles des secteurs privé et public, mais aussi après avoir réduit le biais d'endogénéité du choix du secteur privé à l'aide de la technique des variables instrumentales, il apparaît qu'*en moyenne et toutes choses égales par ailleurs*, les résultats scolaires en CE2 ainsi que la probabilité de redoubler le CP ou le CE1 ne diffèrent pas significativement entre les écoles des deux secteurs, public et privé sous contrat. Les écarts pouvant apparaître *toutes choses non égales par ailleurs*, c'est-à-dire lorsque l'on compare au niveau global les résultats en CE2 des élèves scolarisés dans les deux secteurs, sont essentiellement dus à des

différences de contexte familial. Les enfants de groupes sociaux moins favorisés (tels que les enfants d'ouvriers ou d'immigrés) fréquentent plus souvent l'école publique, à l'inverse des enfants de chefs d'entreprise, de commerçants, d'artisans ou encore de professions libérales, qui sont plus souvent scolarisés dans le secteur privé. Ce constat recoupe celui déjà fait dans les travaux français consacrés aux élèves du premier degré [TAVAN, 2004 ; VALDENNAIRE, 2011]. Il est obtenu, et c'est là l'un des principaux apports de notre contribution, à partir d'une méthode permettant de tenir compte de la façon dont les élèves se différencient, non seulement suivant les caractéristiques observées dans le panel, mais aussi selon des caractéristiques qui n'y figurent pas, à l'aide de la méthode des variables instrumentales.

La distance à l'école privée la plus proche a une influence très significative sur le choix du secteur de scolarisation. Les familles ont plus souvent tendance à scolariser leur enfant dans une école élémentaire privée lorsque celle-ci est plus proche de leur domicile que l'école publique la plus proche (qui est vraisemblablement l'école de secteur). C'est là un résultat original, qui à notre connaissance n'avait pas été mis en évidence de façon aussi précise jusqu'alors, et qui a pu être obtenu grâce au géoréférencement des adresses des familles des élèves.

Les résultats de notre étude sont relatifs aux élèves du panel d'élèves entrés en CP en septembre 1997, il y a vingt ans. Les conditions économiques et sociales, ainsi que les facteurs qui affectent le fonctionnement du système éducatif français, ont profondément évolué depuis cette date. Afin de ne pas figer les résultats obtenus dans notre étude, et pour savoir dans quelle mesure ils ont pu être modifiés par les évolutions socioéconomiques et institutionnelles survenues entre-temps, il serait donc nécessaire de la poursuivre, voire de la reproduire, à l'aide de données plus récentes, qui pourraient concerner tout à la fois des élèves scolarisés dans des écoles élémentaires ou des collèges des deux secteurs.

Remerciements

Les auteurs remercient pour leurs remarques et suggestions les participants à différents séminaires et conférences, notamment à la conférence annuelle de la fédération de recherche Travail, Emploi et Politiques publiques (TEPP, Nantes, septembre 2014), à l'atelier de la DEPP (Paris, février 2015), au séminaire interne du Centre de recherche en économie et en statistique (CREST, Malakoff, mars 2015), aux Journées de Microéconomie Appliquée (JMA, Montpellier, juin 2015), à l'International *Workshop on Applied Economics of Education* (IWAAE, Catanzaro, juin 2016), au Congrès de l'Association Française de Science Économique (AFSE, Nancy, juin 2016), et plus particulièrement Anne Boring, Axelle Charpentier, Christophe Daniel et Fabrice Murat. Ce projet bénéficie du soutien apporté par l'Agence nationale de la recherche (ANR) et l'État au titre du programme d'investissements d'avenir dans le cadre du Labex LIEPP (ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02).

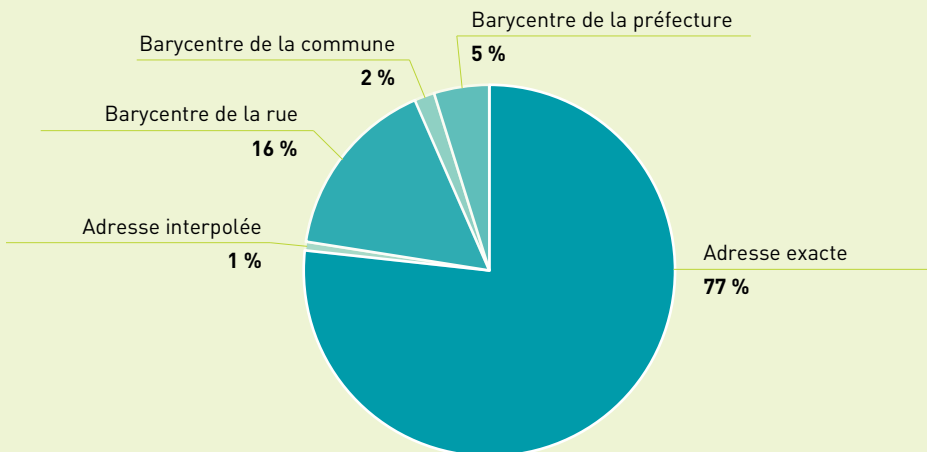
Annexe 1

LE CALCUL DES DISTANCES ENTRE LE DOMICILE DES PARENTS ET LES ÉCOLES LES PLUS PROCHEs

Pour calculer les distances entre le domicile des parents et les écoles les plus proches, nous tenons compte des adresses de toutes les écoles élémentaires et primaires ayant au moins une classe de CP, des secteurs public et privé sous contrat, qui étaient ouvertes durant l'année scolaire 1996-1997. Ces adresses, qui proviennent de la « Base centrale des établissements » gérée par la DEPP, ont été géoréférencées par l'Institut géographique national (aujourd'hui Institut national de l'information géographique et forestière). Les adresses des parents des élèves du panel 1997 proviennent des « Fichiers de gestion » de la DEPP. Dans 77 % des cas, nous avons pu géoréférencer très exactement l'adresse du domicile des parents ↘ **Figure 6**. Dans 16 % des cas, en l'absence d'information sur le numéro du domicile dans la rue ou la voie, ou bien lorsque ce numéro était erroné, nous avons choisi le barycentre de la voie comme adresse du domicile. Lorsque la voie est connue mais le numéro dans la voie insuffisamment précis (par exemple, compris entre le numéro 10 et le numéro 20), nous interpolons (ce qui dans cet exemple donnerait le numéro 14). Seuls 1 % des cas correspondent à cette situation. Lorsque nous ne disposons que de l'information sur la commune ou sur le département de résidence des parents, nous considérons le barycentre de la commune (2 % des cas) ou de la préfecture (5 % des cas). Seuls 4 % des domiciles parentaux n'ont pu être géoréférencés.

Les distances entre le domicile des parents et les écoles les plus proches sont des distances euclidiennes. Le logiciel nous ayant permis de faire ces calculs de distance est le logiciel ArcGIS.

↘ **Figure 6 Principaux modes de géoréférencement des adresses des familles (en %)**



Éducation & Formations n° 95 © DEPP

Champ : France métropolitaine, élèves nés en 1991, entrés en CP en septembre 1997 (y compris élèves redoublants et élèves ayant changé de secteur en CP ou en CE1).

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997.

Annexe 2

RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES SUR LES MODÈLES

↳ **Tableau 8** Les déterminants de la scolarisation dans une école élémentaire privée (modèle linéaire de probabilité)

Variable expliquée : scolarisation dans une école élémentaire privée (1 si oui, 0 sinon)	Coefficients estimés	Écarts-types estimés
Écart de distance entre les écoles privée et publique les plus proches du domicile	- 0,050***	0,003
Carré de cet écart	0,002***	0,000
Profession du père (réf. employé)		
Agriculteur	0,095**	0,030
Artisan, commerçant	0,047**	0,020
Chef d'entreprise	0,099**	0,042
Profession libérale	0,066**	0,028
Cadre supérieur	0,019	0,017
Enseignant	- 0,018	0,027
Profession intermédiaire	- 0,016	0,018
Ouvrier	- 0,031*	0,015
Sans profession	0,042	0,033
Niveau de diplôme de la mère (réf. baccalauréat ou plus)		
Sans diplôme	- 0,063***	0,015
Brevet des collèges	- 0,037**	0,016
CAP-BEP	- 0,006	0,012
Caractéristiques de la famille		
Au moins un parent immigré (réf. aucun parent immigré)	- 0,054***	0,014
Famille monoparentale (réf. autres situations)	- 0,053**	0,018
Trois frères et sœurs, ou plus (réf. deux frères et sœurs, ou moins)	0,034***	0,010
Caractéristiques de l'élève		
Fille (réf. garçon)	0,004	0,009
Score global à l'entrée en CP	0,001**	0,000
Né(e) au 1 ^{er} trimestre (réf. né au 4 ^e trimestre)	- 0,002	0,014
Né(e) au 2 ^e trimestre	0,003	0,013
Né(e) au 3 ^e trimestre	- 0,011	0,013
Caractéristiques de la commune de résidence		
Habite dans une commune rurale (réf. commune urbaine)	0,094***	0,012
Proportion d'étrangers dans l'IRIS du domicile	- 0,267**	0,093
Proportion d'ouvriers dans l'IRIS du domicile	0,449***	0,078
Constante	0,099**	0,040
Nombre d'observations	5 097	
R ² ajusté	0,12	

Éducation & formations n° 95 © DEPP

Significativité : * au seuil de 5 % ; ** au seuil de 1 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : France métropolitaine, élèves nés en 1991, entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997 ; Insee, recensement général de la population 1999.

📉 **Tableau 9** Les déterminants du score aux évaluations en début de CE2
(estimation par variables instrumentales)

Variable expliquée : résultat obtenu par l'élève aux tests	Français		Mathématiques	
	Coefficients estimés	Écarts-types estimés	Coefficients estimés	Écarts-types estimés
Scolarisation dans une école privée (réf. publique)	- 0,024	0,101	- 0,147	0,102
Profession du père (réf. employé)				
Agriculteur	- 0,047	0,070	0,015	0,067
Artisan, commerçant	0,037	0,046	0,025	0,046
Chef d'entreprise	0,009	0,096	- 0,125	0,093
Profession libérale	0,176**	0,062	0,094	0,065
Cadre supérieur	0,170***	0,036	0,111**	0,037
Enseignant	0,092*	0,055	0,013	0,057
Profession intermédiaire	0,017	0,040	- 0,044	0,040
Ouvrier	- 0,083**	0,033	- 0,100**	0,033
Sans profession	- 0,186**	0,077	- 0,126	0,082
Niveau de diplôme de la mère (réf. baccalauréat ou plus)				
Sans diplôme	- 0,321***	0,037	- 0,286***	0,037
Brevet des collèges	- 0,201***	0,036	- 0,162***	0,037
CAP-BEP	- 0,165***	0,028	- 0,152***	0,028
Caractéristiques de la famille				
Au moins un parent immigré (réf. aucun parent immigré)	0,003	0,034	- 0,021	0,033
Famille monoparentale (réf. autres situations)	- 0,009	0,041	- 0,055	0,041
Trois frères et sœurs, ou plus (réf. deux frères et sœurs, ou moins)	- 0,061**	0,023	- 0,008	0,023
Caractéristiques de l'élève				
Fille (réf. garçon)	0,233***	0,021	- 0,084***	0,021
Score global à l'entrée en CP	0,050***	0,001	0,053***	0,001
Né(e) au 1 ^{er} trimestre (réf. né au 4 ^e trimestre)	0,030	0,031	0,097**	0,032
Né(e) au 2 ^e trimestre	0,044	0,030	0,112***	0,030
Né(e) au 3 ^e trimestre	0,001	0,031	0,045	0,031
Caractéristiques de la commune de résidence				
Habite dans une commune rurale (réf. commune urbaine)	0,009	0,026	0,002	0,027
Proportion d'étrangers dans l'IRIS du domicile	- 0,803***	0,239	- 0,641**	0,231
Proportion d'ouvriers dans l'IRIS du domicile	- 0,357*	0,173	- 0,170	0,181
Constante	- 3,504***	0,094	- 3,598***	0,098
Nombre d'observations	5 097		5 097	
R ² ajusté	0,43		0,42	

Éducation & formations n° 95 © DEPP

Significativité : * au seuil de 5 % ; ** au seuil de 1 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : France métropolitaine, élèves nés en 1991, entrés en CP en septembre 1997 et en CE2 en septembre 1999, et scolarisés dans le même secteur (privé ou public) entre ces deux dates.

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997 ; Insee, recensement général de la population 1999.

► **Tableau 10** Les déterminants du redoublement en CP ou en CE1 (modèle linéaire de probabilité, estimation par variables instrumentales)

<i>Variable expliquée</i> :redoublement en CP ou en CE1 (1 si oui, 0 sinon)	Coefficients estimés	Écart-types estimés
Scolarisation dans une école privée (réf. publique)	0,025	0,035
Profession du père (réf. employé)		
Agriculteur	- 0,011	0,020
Artisan, commerçant	0,006	0,014
Chef d'entreprise	0,010	0,022
Profession libérale	- 0,007	0,012
Cadre supérieur	0,012	0,010
Enseignant	0,003	0,010
Profession intermédiaire	0,008	0,012
Ouvrier	0,022*	0,010
Sans profession	0,049	0,030
Niveau de diplôme de la mère (réf. baccalauréat ou plus)		
Sans diplôme	0,062***	0,012
Brevet des collèges	0,019*	0,011
CAP-BEP	0,004	0,008
Caractéristiques de la famille		
Au moins un parent immigré (réf. aucun parent immigré)	- 0,027*	0,012
Famille monoparentale (réf. autres situations)	0,019	0,016
Trois frères et sœurs, ou plus (réf. deux frères et sœurs, ou moins)	0,010	0,008
Caractéristiques de l'élève		
Fille (réf. garçon)	- 0,018**	0,007
Score global à l'entrée en CP	- 0,009***	0,000
Né(e) au 1 ^{er} trimestre (réf. né au 4 ^e trimestre)	- 0,001	0,010
Né(e) au 2 ^e trimestre	- 0,001	0,010
Né(e) au 3 ^e trimestre	0,013	0,011
Caractéristiques de la commune de résidence		
Habite dans une commune rurale (réf. commune urbaine)	0,005	0,009
Proportion d'étrangers dans l'IRIS du domicile	- 0,030	0,079
Proportion d'ouvriers dans l'IRIS du domicile	0,014	0,058
Constante	0,688***	0,035
Nombre d'observations	5 630	
R ² ajusté	0,12	

Éducation & formations n° 95 © DEPP

Significativité : * au seuil de 5 % ; ** au seuil de 1 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : France métropolitaine, élèves nés en 1991, entrés en CP en septembre 1997 et scolarisés dans le même secteur, privé ou public, au cours des deux premières années de l'enseignement élémentaire (y compris élèves redoublants en CP ou en CE1).

Sources : MEN-DEPP, panel d'élèves entrés au CP en 1997 ; Insee, recensement général de la population 1999.

↳ BIBLIOGRAPHIE

AFSA C., 2013, « Qui décroche ? », *Éducation & formations*, n° 84, MENESR-DEPP, p. 9-19.

ALTONJI J. G., ELDER, T. E., TABER, C. R., 2005a, "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools", *The Journal of Political Economy*, vol. 113, n° 1, p. 151-184.

ALTONJI J. G., ELDER, T. E., TABER, C. R., 2005b, "An Evaluation of Instrumental Variables Strategies for Estimating the Effects of Catholic Schooling", *Journal of Human Resources*, vol. 40, n° 4, p. 791-821, MENRT-DPD.

ANDRIEUX V., COLMANT M., 2000, « Les élèves en début de CE2. Évaluation de septembre 1999 », *Note d'information*, n° 00.01, MENRT-DPD.

ARZOUMANIAN P., DALIBARD É., 2015, « Mathématiques en fin de collège : une augmentation importante du pourcentage d'élèves de faible niveau », *Note d'information*, n° 15.19, MENESR-DEPP.

BERTOLA G., 2017, "France's Almost Public Private Schools", *Labour*, vol. 31, n° 3, p. 225-244.

CAILLE J.-P., 2004, « Public ou privé ? Modes de fréquentation et impact sur la réussite dans l'enseignement secondaire », *Éducation & formations*, n° 69, MENESR-DEP, p. 49-62.

CARD D., 1995, "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling", in CHRISTOFIDES L., GRANT E. K., SWINDINSKY R., *Aspects of Labour Economics: Essays in Honour of John Vanderkamp*, University of Toronto Press, p. 201-221.

DALIBARD É., PASTOR J.-M., 2015, « Mathématiques en fin d'école primaire : les élèves qui arrivent au collège ont des niveaux très hétérogènes », *Note d'information*, n° 15.18, MENESR-DEPP.

EVANS W. N., SCHWAB, R. M., 1995, "Finishing High School and Starting College: Do Catholic Schools Make a Difference?", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n° 4, p. 941-974.

FIGLIO D. N., STONE, J. A., 2000, "School Choice and Student Performance: Are Private Schools Really Better?", *Research in Labor Economics*, vol. 18, p. 115-140.

MAETZ I., 2004, « Les disparités académiques et sectorielles de réussite au baccalauréat général », *Éducation & formations*, n° 69, MENESR-DEP, p. 63-76.

MENESR-DEPP, 2016, *Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche*, Paris.

NEAL D., 1997, "The Effect of Catholic Secondary Schooling on Educational Attainment", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n° 1, p. 98-123.

STOCK J., YOGO M., 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", in ANDREWS D., *Identification and Inference for Econometric Models*, New York, Cambridge University Press, p. 80-108.

TAVAN C., 2004, « Public-privé. Trajectoires scolaires et inégalités sociales », *Éducation & formations*, n° 69, MENESR-DEP, p. 37-48.

VALDENNAIRE M., 2011, *Essais en économie de l'éducation*, Thèse de doctorat en sciences économiques, Paris, EHESS.

VANDENBERGHE V., ROBIN, S., 2004, "Evaluating the Effectiveness of Private Education Across Countries: A Comparison of Methods", *Labour Economics*, vol. 11, n° 4, p. 487-506.

