

Quand la scolarisation à 2 ans n'a pas les effets attendus : des évaluations sur données françaises

Arthur Heim



FRANCE STRATÉGIE
ÉVALUER. ANTICIPER. DÉBATTRE. PROPOSER.

Les documents de travail de France Stratégie présentent les travaux de recherche réalisés par ses experts, seuls ou en collaboration avec des experts extérieurs. L'objet de leur diffusion est de susciter le débat et d'appeler commentaires et critiques. Les documents de cette série sont publiés sous la responsabilité éditoriale du commissaire général. Les opinions et recommandations qui y figurent engagent leurs auteurs et n'ont pas vocation à refléter la position du Gouvernement.

Sommaire

Résumé	5
Introduction	7
1. Contexte institutionnel et spécificités de l'école maternelle française	9
2. Performances scolaires des élèves scolarisés à 2 ans	13
2.1. Éléments de littérature	13
2.2. Comparaison des performances parmi les élèves français entrés en 6 ^e en 2007	14
2.3. Comparaison des performances par appariement statistique	19
3. Identifier l'effet causal de l'âge d'entrée à l'école : une revue critique de la littérature ..	23
3.1. Des stratégies quasi expérimentales pour identifier l'impact de l'âge d'entrée à l'école	23
3.2. Des résultats souvent divergents, des interprétations parfois délicates	25
3.3. Approches quasi expérimentales sur données françaises : peu d'études pour conclure	26
4. Date de naissance et scolarisation à 2 ans : une approche par discontinuité de régression	29
4.1. Conditions d'identification	29
4.2. Résultats sur les performances en 6 ^e	31
4.3. Cohorte d'élèves et cohorte de naissance : correction de l'endogénéité de l'âge	33
4.4. Discussion	37
5. Une nouvelle analyse de l'effet de la scolarisation à 2 ans par variable instrumentale...	39
5.1. Intuition	39
5.2. Résultats	41
5.3. Robustesse des estimations	45
5.4. Des effets de la maternelle à 2 ans différenciés selon l'origine sociale ?	49
Conclusion	54

Résumé

Dans ce document de travail, nous proposons d'estimer l'impact d'une scolarisation précoce sur les performances des élèves au cours de leur scolarité obligatoire. Nous utilisons pour cela les données du panel 2007 (MENESR-DEPP), soit une cohorte de 35 000 élèves entrés en 6^e en 2007 pour lesquels on dispose d'un vaste ensemble d'informations : scolarité, caractéristiques sociodémographiques, mesures de performances. Nous tenons compte du caractère endogène de l'âge d'entrée en maternelle en adoptant deux stratégies d'identification utilisant chacune des variables instrumentales.

La première stratégie suit la littérature sur l'âge d'entrée à l'école et exploite la discontinuité d'accès induite par la réglementation et la date de naissance. C'est le modèle dit de « discontinuité de régression floue » (*fuzzy regression discontinuity design*). Nos résultats indiquent qu'un enfant né un peu par hasard en janvier plutôt qu'en décembre peut entrer en maternelle plus tôt, donc y rester plus longtemps, et avoir en 6^e de meilleures performances cognitives. Si ces analyses comparent des enfants entrés à l'école pratiquement au même âge, ceux nés en janvier arrivent toutefois à l'école primaire plus âgés que les élèves nés en décembre, tout en ayant passé plus de temps à l'école maternelle. Les effets mesurés cumulent ainsi ces deux paramètres que sont la maturité et la durée de scolarité. Nous développons ici une méthode visant à neutraliser l'endogénéité de l'âge, et nous montrons qu'alors, l'effet propre d'une année supplémentaire de maternelle n'est plus significatif.

La seconde méthode tire profit de l'existence d'inégalités de scolarisation à 2 ans entre départements en utilisant des données mesurant le taux de scolarisation dix ans plus tard. Les taux de scolarisation à 2 ans par département en 2006 et 2016 prédisent bien la probabilité qu'un élève qui est entré en 6^e en 2007 dans son département de naissance sera resté quatre ans en maternelle. En tenant compte des spécificités des départements dans lesquels les élèves étudient et de leurs caractéristiques sociodémographiques, nous argumentons qu'il n'y a pas de raison pour que le taux de scolarité à 2 ans dans le département de naissance de l'élève ait dix ans plus tard un effet sur ses performances autrement qu'en raison de sa préscolarisation, et qu'alors cette mesure remplit les conditions d'un instrument valide. Dans cette configuration, le contrefactuel est identifié à partir d'enfants nés au même moment dans un département voisin où il est, en tendance, plus ou moins facile d'entrer en maternelle à 2 ans.

Si les résultats de ces estimations pointent des effets généralement négatifs de la scolarisation précoce sur les compétences des élèves mesurées en début et en fin de collège, ils manquent cependant de puissance statistique. Ce travail seul ne permet donc pas de rejeter en bloc l'accueil des élèves à 2 ans, mais il invite à penser les actions à mener et les conditions à mettre en œuvre pour que l'expérience de l'école soit plus enrichissante que ses alternatives, et si du moins on tient à promouvoir la scolarisation précoce.

Mots clés : maternelle ; scolarisation à 2 ans ; évaluation d'impact ; école ; inégalités scolaires ; réussite éducative.

Quand la scolarisation à 2 ans n'a pas les effets attendus : des évaluations sur données françaises

Arthur Heim¹

Introduction

Les performances du système scolaire français sont au cœur de publications récentes confirmant un diagnostic alarmant d'inégalités scolaires fortes en fonction de l'origine sociale et ethnoculturelle des élèves². Ces résultats, déjà largement présents dans la vague 2012 de l'enquête PISA de l'OCDE (2013)³, se trouvent encore confirmés par la publication de PISA 2015⁴.

Le débat public se cristallise aujourd'hui autour de propositions de réformes reflétant des visions très différentes de l'École, de ses objectifs et du fonctionnement qu'elle doit ou devrait avoir⁵. Ces objectifs, loin de se limiter à la réussite éducative des élèves, englobent les questions d'insertion économique, de citoyenneté, d'intégration et de vivre-ensemble.

Les discussions font écho à des faits bien connus : des inégalités, de santé, de compétences langagières, de développement des capacités cognitives et socioémotionnelles, apparaissent très tôt dans la vie, et de nombreux problèmes de société tels que la criminalité, la délinquance, la précarité, l'exclusion sociale, etc. sont associés à des conditions adverses pendant l'enfance⁶. Mais il est possible d'agir et limiter ces effets néfastes par des interventions adaptées.

¹ Chef de projet, département Société et Politique sociale, France Stratégie. L'auteur remercie la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP) du ministère de l'Éducation nationale de lui avoir permis d'exploiter ses données, et en particulier Fabienne Rosenwald, Caroline Simonis-Sueur, Jean-Paul Caille et Fabrice Murat. Il remercie également les participants au séminaire « Politiques éducatives » du 27 juin 2017 au LIEPP (Sciences Po), en particulier Denis Fougère, Vivianne Bouysse et Maxime Tô. Un grand merci enfin à Agnès Florin, Marc Gurgand, Julien Grenet et Rozenn Desplatz pour leurs conseils et relectures à divers stades de cette recherche.

² Conseil national d'évaluation du système scolaire (2016), *Inégalités sociales et migratoires : Comment l'école amplifie-t-elle les inégalités ?*, rapport, septembre.

³ OCDE (2014), *Principaux résultats de l'enquête Pisa 2012 : Ce que les élèves de 15 ans savent et ce qu'ils peuvent faire avec ce qu'ils savent*.

⁴ OCDE (2016), *Pisa 2015 : Résultats à la loupe*.

⁵ Ly S. T. (2016), *Quelle finalité pour quelle école ?* rapport, France Stratégie, septembre.

⁶ Doyle O., Harmon C. P., Heckman J. J. et Tremblay R. E. (2009), "Investing in early human development: Timing and economic efficiency", *Economics and Human Biology*, 7, 1-6.

Depuis la fin des années 1990, une littérature abondante autour de travaux économiques⁷ et politiques⁸, et s'appuyant sur des recherches empiriques et expérimentales, s'est de fait développée pour promouvoir l'investissement social tôt dans le cycle de vie. En adoptant des politiques qui agissent sur l'accumulation du capital humain. L'idée centrale est ici qu'une dépense sociale et éducative consentie aujourd'hui permettrait d'éviter d'avoir à agir plus tard⁹.

Des revues systématiques de littérature¹⁰ rapportent des effets positifs, significatifs, importants et durables, en particulier lorsque les interventions intègrent une composante de stimulation cognitive. En clair, il ressort de la recherche qu'une action précoce peut améliorer les trajectoires éducatives puis sociales et professionnelles des enfants. À la question « Faut-il investir dans la petite enfance ? », la recherche répond donc « oui ». Mais le débat n'est pas clos pour autant. En particulier parce que des preuves claires sur la temporalité, la nature et l'intensité de l'intervention à mettre en place pour un impact maximal sont encore rares. La majorité des interventions précoces efficaces ont été observées entre 3 et 6 ans¹¹. Toutefois, le gradient socioéconomique des compétences cognitives, des fonctions socioémotionnelles et de l'état de santé existe déjà à 3 ans, ce qui donne à penser que des programmes agissant plus tôt pourraient être encore plus efficaces.

En France, 100 % des enfants sont scolarisés l'année de leurs 3 ans, mais une partie d'entre eux a débuté un an plus tôt. La politique d'accueil à 2 ans en maternelle est au cœur de débats académiques mais aussi politiques et fait aujourd'hui partie des mesures encouragées pour lutter en amont contre les inégalités scolaires d'origine sociale. Pourtant, la France est bien singulière dans cette démarche. Le seul autre pays à permettre aux enfants d'entrer à l'école l'année de leurs 2 ans est la Belgique.

Présentée comme l'un des moyens de prévenir les difficultés scolaires en agissant en amont pour éviter d'avoir à y remédier ensuite, la politique d'accueil à 2 ans entre pleinement dans le registre de l'investissement social. Elle a seulement besoin que soient fournies des preuves de son efficacité. Ce à quoi contribue ce travail, en offrant des mesures de l'impact de la scolarisation à 2 ans sur les performances scolaires.

⁷ Cunha F. et Heckman J. J. (2007), "The technology of skill formation", *American Economic Review*, 97(2), 31-47.

Cunha F., Heckman J. J., Lochner L. J. et Masterov D. V. (2006), « Interpreting the evidence on life cycle skill formation », in *Handbook of the Economics of Education*, chap. 12, p. 697-812, Amsterdam : E. A. Hanushek et F. Welch.

Heckman J. J. (2011), "The case for investing in disadvantaged young children", *Big Ideas for Children: Investing in Our Nation's Future*, 49-58.

⁸ Morel N., Palier B. et Palme J. (2012), *Towards a Social Investment Welfare State? Ideas, Policies and Challenges*, Policy Press at the University of Bristol.

Kvist J. (2013), "The post-crisis European social model: developing or dismantling social investment?" *Journal of international and comparative social policy*, vol. 29, p. 91-107.

⁹ Boisson Cohen M. et Collombet C. (2016), séminaire : « L'investissement social : quelle stratégie pour la France ? », éléments pour le débat, document de travail, France Stratégie.

¹⁰ Nores M. et Barnett W. S. (2010), "Benefits of early childhood interventions across the world: (under) investing in the very young", *Economics of Education Review*, vol. 29, 271-282.

Camilli G., Vargas S., Ryan S., et Barnett S. W. (2010), *Meta-analysis of the Effects of Early Education Interventions on Cognitive and Social Development*, Teachers College Record, vol. 112(3), p. 579-620, mars.

¹¹ Almond D. et Currie J. (2011), "Human capital development before age five", in *Handbook of Labor Economics* (1^{re} éd.), vol. 4B, p. 1315-1486, Orley Ashenfelter et David Card (ed.), Elsevier.

1. Contexte institutionnel et spécificités de l'école maternelle française

Dans la plupart des pays l'École n'est obligatoire qu'à partir d'environ 6 ans¹², mais une scolarité préélémentaire est possible sans être obligatoire. En France l'instruction est obligatoire à partir de 6 ans, mais aux termes de l'article L. 113-1 2^e alinéa du code de l'éducation¹³, tout enfant doit pouvoir être accueilli à l'âge de 3 ans dans une école maternelle ou une classe enfantine. Le texte précise toutefois que, dans les écoles maternelles, les enfants « peuvent être accueillis dès l'âge de 2 ans révolus¹⁴ ». La loi prévoit que cette opportunité soit offerte en priorité dans les écoles de milieux défavorisés.

La France est avec la Belgique le seul pays au monde à scolariser les enfants aussi tôt. En Europe, la plupart des enfants de moins de 3 ans sont gardés dans des structures d'accueil privées, et en premier lieu par les grand-mères. Le second mode de garde dans les pays d'Europe du Nord est le placement familial (ou assistantes maternelles privées) alors qu'en Europe du Sud (Espagne, Grèce, Italie), c'est d'abord la garde à domicile de l'enfant¹⁵.

L'école maternelle est intégrée à l'école élémentaire : les deux partagent la même administration et des enseignants recrutés selon des critères semblables. De façon générale, la scolarité est divisée en trois niveaux : petite, moyenne et grande section. La maternelle dure en général trois ans, mais les enfants peuvent y être accueillis à 2, 4 ou 5 ans. L'âge d'entrée à l'école est entendu comme l'âge au 31 décembre exprimé en années. Ainsi, un enfant né en janvier, faisant sa première rentrée à 2 ans et 8 mois (32 mois) est considéré comme « entré à 2 ans », tandis qu'un enfant né en décembre précédent, faisant sa première rentrée à 2 ans et 9 mois (33 mois) est considéré comme « entré à 3 ans ». Depuis le début des années 2000, des ajustements spécifiques peuvent être prévus pour accueillir les enfants de moins de 3 ans dans des conditions adaptées à leur jeune âge. Ainsi, ils peuvent être regroupés dans une classe réservée aux tout-petits, ou intégrés en petite section si leur nombre ne permet pas la constitution d'une classe entière. Les récentes évolutions des programmes insistent sur la spécificité de l'accueil des enfants de moins de 3 ans, mais le rapport d'inspection de Leloup *et al.* (2017)¹⁶ indique qu'aujourd'hui la part de classes dédiées à l'accueil des enfants de moins de 2 ans varie fortement d'un territoire à l'autre, et que les académies dont le nombre d'enfants de moins de 3 ans est important ne les scolarisent que très peu dans des classes spécifiques.

Seulement 0,8 % et 2,3 % des classes accueillant des enfants de moins de 3 ans dans les académies de Rennes et de Lille sont spécifiques, contre un tiers dans les académies de Créteil, Versailles et Strasbourg, qui scolarisent peu d'enfants de moins de 3 ans. L'organisation la plus courante (50 % des classes) dans les observations de 2016 regroupe les enfants de 2 ans (sept enfants en moyenne) avec les enfants de 3 ans dans des classes d'environ 23 élèves. 10 % des classes mélangent très petite, petite et moyenne sections.

¹² Cet âge peut varier : il est par exemple de 7 ans dans les pays nordiques, de 5 ans en Grande-Bretagne et aux Pays-Bas ; de même que les règles d'entrée : rentrées décalées, obligation d'âge révolue à la date de rentrée ou à la fin de l'année civile, etc. Eurydice (2012), *Chiffres clés de l'éducation en Europe*, Commission européenne.

¹³ De 2000, abrogeant la loi n° 89-486 du 10 juillet 1989 - art. 2 et modifié par la loi n° 2013-595 du 8 juillet 2013 - art. 8.

¹⁴ Cour des comptes (2013), *L'accueil des enfants de moins de 3 ans : une politique ambitieuse, des priorités à mieux cibler*, rapport, novembre.

¹⁵ Florin A. (2013), *Les modes de garde à deux ans. Qu'en dit la recherche ?*, rapport de synthèse, MEN/DGESCO, Université de Nantes, janvier.

¹⁶ Leloup M.-H., Iljic F. A., Brisset L., Dupuis M. et Lepetit M.-L. (2017), *La scolarisation en petite section de maternelle*, rapport 2017-032, Inspection générale de l'Éducation nationale.

Dans les données que nous utilisons, il semble que les enfants scolarisés avant 3 ans aient en général passé deux années en petite section et, en moyenne¹⁷, soient restés quatre ans à l'école maternelle au lieu de trois (voir *infra*).

Une question importante se pose : quelles sont pour les parents les alternatives à une scolarisation à 2 ans ? Boyer¹⁸ (2004) montre à partir de l'enquête « Modes de garde et d'accueil des jeunes enfants » 2003 (DREES) que parmi les enfants de moins de 3 ans non scolarisés, 54 % utilisent un mode de garde informel, 26 % un mode de garde individuel payant, 17 % un accueil collectif uniquement et 3 % à la fois un mode individuel et collectif payant. En outre, les enfants scolarisés à 2 ans ne le sont pas tous à temps complet. Une large partie d'entre eux, difficilement quantifiable¹⁹, ne l'est que par demi-journées. On peut en effet avoir des enfants scolarisés à 2 ans qui expérimentent aussi d'autres modes d'accueil. Ce phénomène risque de « gommer » les différences entre les élèves scolarisés à 2 ans et les autres, et de créer de l'hétérogénéité parmi les élèves entrés à 2 ans puisqu'une partie d'entre eux aura eu une expérience seulement partielle de maternelle précoce.

La scolarisation préélémentaire a connu un essor considérable depuis les années 1950. Alors qu'environ 40 % des enfants de 2 à 5 ans étaient inscrits en maternelle en 1950, ils étaient 70 % en 1972²⁰. À partir de 1990, pratiquement tous les enfants âgés de 3 ans sont scolarisés et une partie d'entre eux a débuté l'école maternelle l'année de leurs 2 ans. Cette part s'est accrue fortement entre les années 1960 et le début des années 2000 (**Erreur ! Source du renvoi introuvable.**) avant de reculer drastiquement dans la décennie 2000. Depuis 2010, le taux de scolarisation des enfants de 2 ans fluctue autour de 11 %, même s'il existe de fortes disparités suivant les territoires et le statut d'éducation prioritaire²¹.

¹⁷ Filatriau O., Fougère D. et Tô M. (2013), *Will sooner be better? The impact of early preschool enrollment on cognitive and noncognitive achievement of children*, Discussion paper series, Centre for Economic Policy Research.

Duhamel M., Ferrier J., Richon H.-G., Roussel M.-P., Saint-Marc C. et Thévenet S. (2000), *Écoles maternelles françaises : État des lieux*, rapport 2000-04, Inspection générale de l'Éducation nationale.

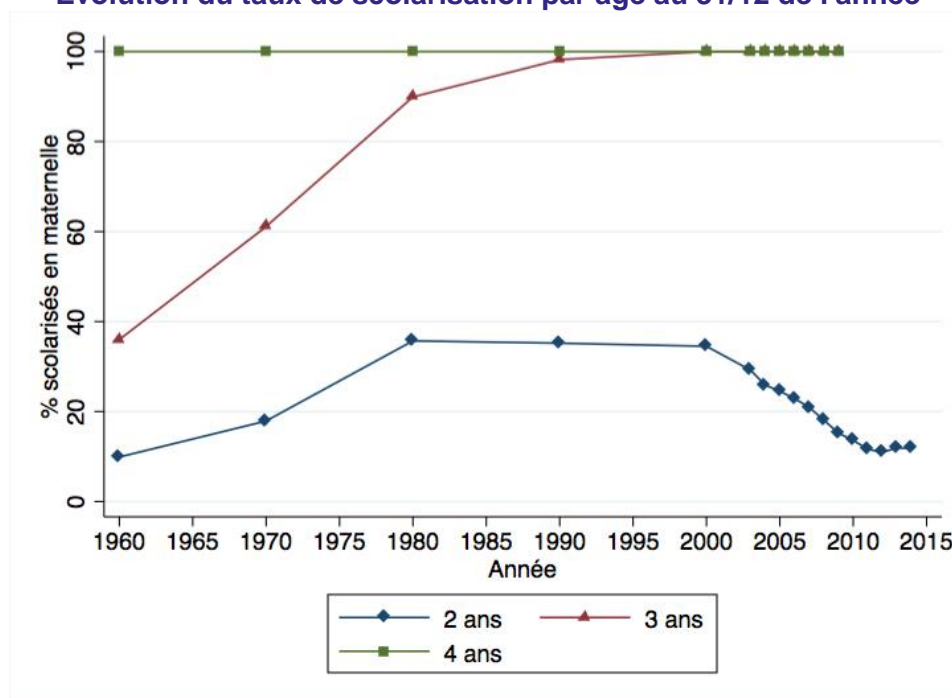
¹⁸ Boyer D. (2005), *Modes d'accueil de la petite enfance et précarité*, *Empan*, 4, n° 60, p. 91-100.

¹⁹ En tout cas avec les données dont nous disposons. Des éléments sur l'accueil partiel des élèves figurent dans le rapport d'inspection de Leloup *et al.* (2017), *op. cit.*

²⁰ Bouysse V., Claus P. et Szymankiewicz C. (2011), *L'école maternelle*, rapport n° 2011-108, Inspection générale de l'Éducation nationale ; Inspection générale de l'administration de l'Éducation nationale et de la Recherche.

²¹ Abdouni S. (2016), « La scolarisation à deux ans : en éducation prioritaire, un enfant sur cinq va à l'école dès deux ans », *Note d'information*, n° 19, DEPP, juin.

Graphique 1
Évolution du taux de scolarisation par âge au 31/12 de l'année



Lecture : En 1980, 38 % des enfants qui ont 2 ans au 31 décembre étaient scolarisés.

Sources : Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche, 2011, MEN. Cité dans Bouysse *et al.* (2011), Repères et références statistiques, 2015. MENESR-DEPP pour les données de 2010 à 2014.

Cette diminution est la conjonction de trois phénomènes concomitants : une hausse du nombre d'enfants âgés de 2 à 5 ans au début des années 2000, une limitation des moyens et la présence de débats intenses sur les conditions d'accueil des jeunes enfants et les effets que celles-ci induisent, quatre arguments²² étant souvent mis en avant pour critiquer la scolarisation à 2 ans :

- le non-respect des rythmes biologiques des jeunes enfants, en particulier de leur besoin de repos ;
- le manque d'interactions langagières adaptées du fait du rapport entre nombre d'adultes et nombre d'enfants ;
- le malmenage psychologique : manque de sécurité affective en groupe, risque de soumission de l'enfant au groupe plus âgé ou opposition exacerbée, risque d'anxiété et d'agressivité ;
- les acquisitions cognitives imposées de manière prématurée.

Ces arguments reposent pour beaucoup sur des analyses de pédopsychiatres dont les travaux se fondent sur des cas cliniques observés en consultation. Ces professionnels reçoivent par définition les enfants qui ne vont pas bien, autrement dit une population assez peu représentative des enfants scolarisés. Il en résulte que, recevables, ces arguments ne le sont en fait que rapportés au public spécifique des enfants fragiles²³.

²² Ces arguments sont notamment ceux du rapport annuel du Défenseur des enfants au président de la République et au Parlement : Le Défenseur des enfants (2003), *Repenser l'accueil des enfants de 2-3 ans*, La documentation française, p. 81-91.

²³ Florin A. (2007), *L'école primaire en France : rapport au Haut Conseil de l'Éducation*, Université de Nantes, janvier.

La scolarisation avant 3 ans revient dans l'agenda politique en 2013 avec la publication d'une circulaire²⁴ du ministre de l'époque, Vincent Peillon, qui ambitionnait alors de tripler en quatre ans le nombre de tout-petits dans les écoles maternelles des zones défavorisées. Objectif qu'a poursuivi Najat Vallaud-Belkacem jusqu'à la fin du quinquennat.

²⁴ Circulaire n° 2012-202 du 18-12-2012 publiée au *Bulletin officiel* n° 3 du 17 janvier 2013.

2. Performances scolaires des élèves scolarisés à 2 ans

2.1. Éléments de littérature

La question de l'efficacité de la scolarisation à 2 ans a toujours été au centre du débat et plusieurs travaux ont tenté de documenter ce point à travers différentes approches.

Duru-Bellat *et al.* (1995)²⁵, ayant mené des enquêtes auprès des parents et soumis les enfants à des tests cognitifs, concluent à une « absence d'effets nets, significatifs et durables, en termes de niveau scolaire à l'entrée en grande section, d'une garde en nourrice par rapport à une garde en école maternelle ».

Florin²⁶ (2000) analyse et critique les travaux français en insistant sur leurs limites méthodologiques. Pour elle, si on trouve bien parfois des effets positifs, la scolarisation précoce « ne saurait être une réponse adaptée à l'ensemble de la population ».

D'autres recherches en psychologie du développement, consistant notamment en des observations et à exploiter des résultats de tests psychotechniques, ne trouvent pas de différences entre les enfants scolarisés à 2 ans et ceux accueillis en crèche, que ce soit en termes de sécurité affective²⁷ ou de développement langagier²⁸.

Des résultats statistiques – toutes choses égales par ailleurs – suggèrent que les enfants entrés en maternelle à 2 ans plutôt qu'à 3 ont de meilleurs résultats scolaires au primaire et entrent plus tôt à l'école élémentaire²⁹. Mais ces résultats ne se retrouvent pas toujours. Ainsi, l'étude menée par Caille et Rozenvald (2006)³⁰ sur d'autres données ne permet pas de conclure à un effet positif de l'entrée en maternelle à 2 ans plutôt qu'à 3. Plus récemment, Ben Ali³¹ (2012) décrit en détail l'évolution de la scolarisation à 2 ans et les caractéristiques des établissements accueillants à partir des panels de la DEPP (dont celui que nous utilisons, voir *infra*). Elle propose quelques indicateurs sur les liens entre scolarisation à 2 ans et performances scolaires et conclut que celle-là n'a que très peu d'effet positif sur les performances des élèves, même si ces derniers sont plus souvent en avance lorsqu'ils entrent en 6^e.

Un flou semble donc persister quant aux différences observables entre les élèves scolarisés à 2 ans et les autres. C'est pourquoi nous présentons en guise de préliminaire quelques comparaisons statistiques à partir des données du panel d'élèves entrés en 6^e en 2007 (MENESR-DEPP).

²⁵ Duru-Bellat M., J. Mombrun et T. Sylviane. (1995), *Les effets spécifiques des différents modes de garde et de la maternelle précoce chez les enfants de moins de trois ans*, rapport de recherche, IREDU – Université de Bourgogne.

²⁶ Florin A. (2000), « Les effets de la scolarisation à 2 ans sur la suite de la scolarité », in INRP (éd.), *La scolarisation à 2 ans et autres modes d'accueil*, p. 11-21.

²⁷ Macé S. et Florin A. (2005), « Amitié et attachement à la crèche et à l'école maternelle », in Service de la recherche en éducation, *Scolariser la petite enfance?*, Actes du deuxième colloque international « Constructivisme et éducation », Genève.

²⁸ Florin (2007), *op. cit.*

²⁹ Caille J.-P. (2001), « Scolarisation à 2 ans et réussite de la carrière scolaire au début de l'école élémentaire », *Éducation et Formations*, n° 60, juillet-septembre.

³⁰ Caille J.-P. et F. Rosenwald (2006), « Les inégalités de réussite à l'école élémentaire : construction et évolution », *France, portrait social*, dossier les inégalités de réussite, novembre.

³¹ Ben Ali L. (2012), « La scolarisation à 2 ans », *Éducation et Formations*, n° 82, décembre.

2.2. Comparaison des performances parmi les élèves français entrés en 6^e en 2007

Description des données

Le panel 2007 (MENESR-DEPP) est constitué de 35 000 élèves entrés en 6^e en 2007. Ses données contiennent des informations riches sur les caractéristiques socioéconomiques et démographiques de l'enfant, son environnement et celui de sa famille, son parcours scolaire et ses performances en 6^e et 3^e. Les données sur la maternelle sont obtenues à partir de l'enquête famille de 2008 dans laquelle les parents répondent aux questions suivantes :

- Quel âge avait votre enfant au 31 décembre de son année d'entrée à l'école maternelle ?
- Quel âge avait votre enfant au 31 décembre de son année d'entrée à l'école élémentaire ?

La formulation des questions pose problème car certains parents d'enfants nés en fin d'année indiquent l'âge effectif de l'élève au moment d'entrer à l'école, et non son âge à la fin de l'année.

En l'état, les réponses ne peuvent donc pas être utilisées, notamment dans des analyses qui exploitent les différences de date de naissance. Néanmoins, comme la question est identique pour l'âge d'entrée en maternelle et en primaire, on présume que s'il y a une incompréhension, elle sera la même pour les deux questions, et la différence (qui donne la durée de scolarité en maternelle) n'est donc pas affectée par ce biais (qui disparaît par différenciation).

Ces anomalies se voient bien dans le graphique 2, où les deux courbes représentant la proportion d'élèves dont les parents déclarent que leur enfant avait respectivement 2 ans et 5 ans au 31 décembre de l'année de leur entrée en maternelle et CP augmentent fortement pour les enfants nés en fin d'année. Si c'était vrai, cela voudrait dire que près d'un enfant sur cinq né en décembre serait entré en maternelle à 1 an et 10 mois et au CP à 4 ans et 10 mois, ce qui est très peu vraisemblable.

En revanche, la part d'élèves restés quatre ans semble mieux mesurer la scolarisation à 2 ans. Cette mesure a toutefois plusieurs défauts, dont celui d'inclure les élèves entrés à 3 ans maintenus en maternelle.

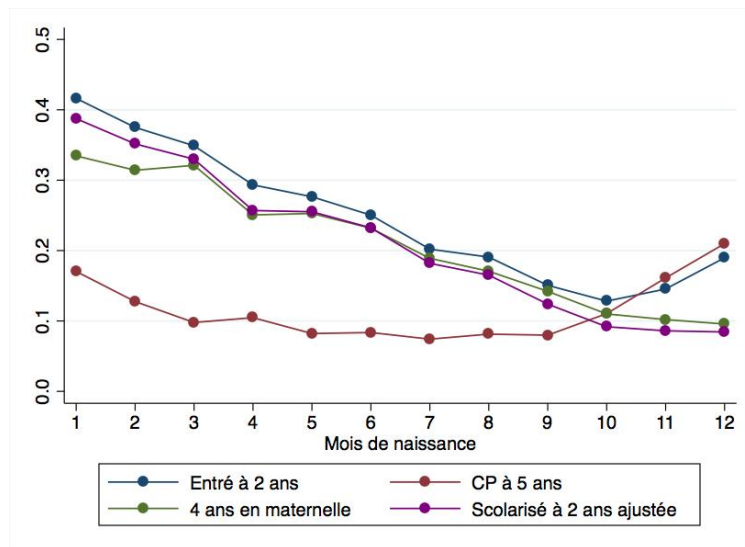
Notre variable scolarisation à 2 ans est d'abord fondée sur la différence d'âge déclaré à l'entrée en CP et en maternelle, et on procède aux ajustements suivants :

- on écarte de toutes les analyses les élèves entrés à 4 ou 5 ans, beaucoup plus faibles et atypiques ;
- on classe comme « non traité » les élèves entrés à 3 ans en maternelle et à 7 ans au CP, correspondant à la majorité des élèves maintenus en maternelle ;
- parmi les élèves déclarés comme entrés à 2 ans en maternelle et à 5 ans au CP, on les code « traité » s'ils sont en avance en 6^e, ou s'ils sont à l'heure³² mais qu'ils ont redoublé au primaire ;
- les élèves scolarisés à 2 ans et entrés en maternelle à 7 ans sont considérés comme « traité ».

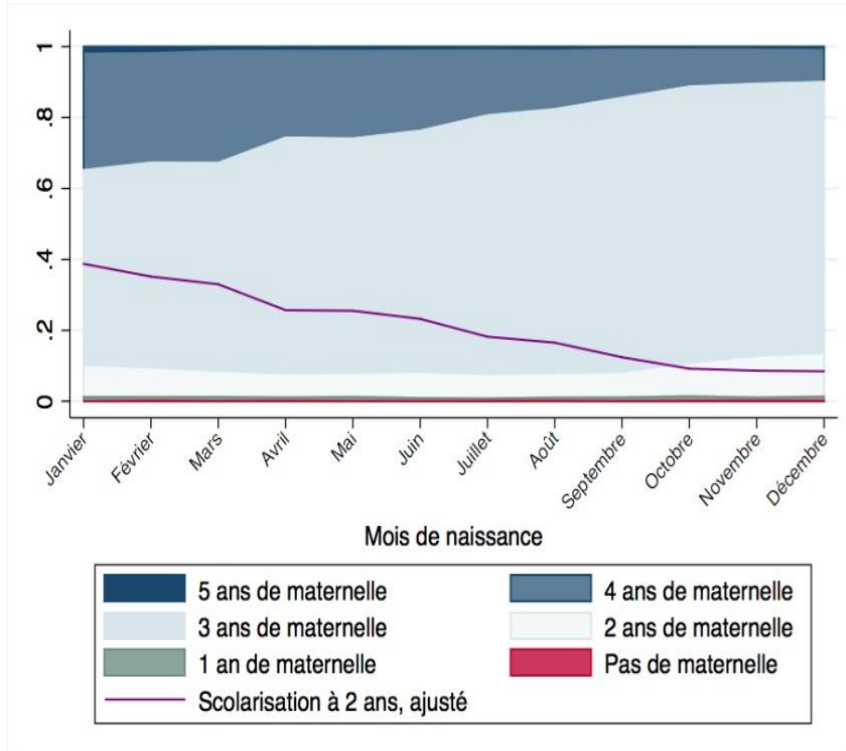
Ces corrections changent peu par rapport à la variable « quatre ans en maternelle » comme on peut le voir sur le graphique 3. La variable ajustée est plus élevée pour les élèves nés en début d'année et plus faible pour ceux nés en fin d'année.

³² Un élève « à l'heure » est un élève qui n'a jamais redoublé ni sauté une classe.

Graphique 2
Pourcentage entrés à 2 et 5 ans en maternelle et en CP et différence



Graphique 3
Durée de la scolarité maternelle en fonction du mois de naissance



Lecture : le graphique 2 présente la durée de la scolarité maternelle en fonction du mois de naissance construit par différence entre l'âge d'entrée au CP et l'âge d'entrée en maternelle. La ligne représente le pourcentage d'élèves que les parents déclarent avoir inscrits à l'école l'année de leurs 2 ans ; le graphique 3 présente les proportions d'élèves dont les parents déclarent qu'ils avaient 5 ans au 31/12 de leur entrée au CP et l'âge en année au 31/12 de leur année d'entrée en maternelle

Sources : panel 2007 (MENESR-DEPP), Enquête famille.

L'enquête famille comporte un grand nombre de caractéristiques de l'élève, de sa famille, et de son environnement que nous utilisons dans nos modèles.

Nous disposons de six mesures cognitives estimées à partir de modèles psychométriques, comparables dans le temps et disponibles à deux dates pour un échantillon représentatif d'élèves entrés en 6^e en 2007³³. Nous exploitons également deux variables mesurant le sentiment d'auto-efficacité dans les domaines scolaire et social.

La variable **LX 3** mesure la maîtrise phonologique : elle consiste à trouver dans une liste de mots celui qui n'a pas de son commun avec les autres.

La variable **Lexis 6** est le résultat d'un test de *mémoire encyclopédique*. Il consiste à associer le mot « le plus proche » à l'item testé. Il s'appuie sur le contenu des manuels scolaires l'année concernée dans différentes disciplines telles que les mathématiques, les sciences, la technologie, l'histoire-géographie, les sciences de la vie et de la terre. C'est la seule variable dont le contenu est directement lié aux programmes de l'année en cours.

La variable **Phrases lacunaires** est une épreuve de compréhension fondée sur des textes à trous. Elle vise à évaluer à la fois la mémoire sémantique et la richesse du lexique.

La variable **Maths** est une épreuve de 45 items répartis dans plusieurs champs : calcul mental, problème, calcul d'horaire et d'unité, géométrie et logique.

La variable **Compréhension** mesure les capacités en lecture silencieuse des élèves. Elle repose sur trois textes d'une cinquantaine de mots sur lesquels ils sont ensuite interrogés, en gardant le texte sous les yeux. Il s'agit « d'un test de compréhension avec des questions nécessitant une inférence », Ben Ali et Vourc'h (2015), p. 212.

La variable **Raisonnement** mesure le raisonnement logique de l'élève sur des cartes de Chartier (RCC). L'élève doit identifier, à partir des caractéristiques d'une série de cartes (couleur, valeurs) celle qui continue une suite proposée. Cette épreuve vise à évaluer les capacités de raisonnement logique à partir de « situations problèmes », utilisant comme support des cartes à jouer. L'élève doit alors identifier les caractéristiques de la carte (couleur et valeur) pour compléter une série. La tâche est considérée comme relevant du facteur général d'intelligence (facteur g) et plus précisément de l'intelligence fluide (capacité générale à établir des relations entre des éléments), considérée comme étant relativement indépendante des connaissances acquises³⁴.

La variable **Efficacité sociale** mesure le sentiment d'auto-efficacité perçue dans la dimension sociale (capacité à se faire des amis, etc.). Les scores mesurant ce sentiment sont construits à partir de la théorie de Bandura (1990)³⁵ dans laquelle il est l'une des composantes fortes de la motivation.

La variable **Efficacité scolaire** mesure le sentiment d'auto-efficacité perçue dans la dimension scolaire (capacité à réussir à l'école, à avoir des bonnes notes, etc.).

³³ Ben Ali L. et Vourc'h R. (2015), « Évolution des acquis cognitifs au collège au regard de l'environnement de l'élève. Constat et mise en perspective longitudinale », in *Éducation et Formations*, n° 86-87, MENESR-DEPP.

³⁴ Chartier P. (2012), *Évaluer les capacités de raisonnement*, Eurotests, éditions. <http://www.eurotests.fr/media/rcc-5XU882YP.pdf>.

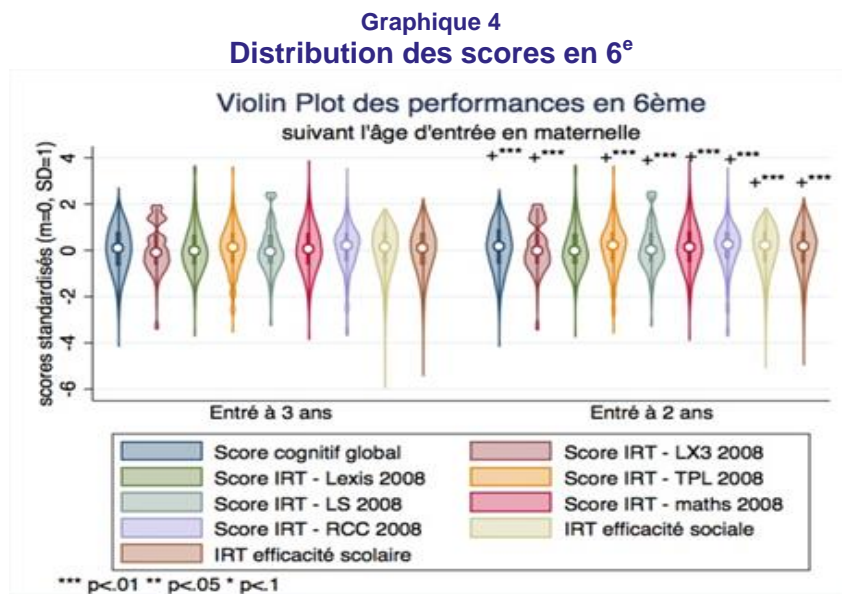
³⁵ Bandura A. (1990), *Multidimensional scales of perceived academic efficacy*, Stanford, CA : Stanford University.

Pour ces deux dernières variables, la consigne générale est « Dans la vie de tous les jours, les gens sont amenés à évaluer leurs capacités face aux situations qui se présentent à eux (effectuer une tâche, réussir une activité, prendre une décision, résoudre une difficulté...). Nous vous demandons de dire « à quel point vous vous sentez capable de ... » pour chaque question posée ». Les élèves répondent sur une échelle de Likert à cinq modalités allant de *très peu/pas du tout* à *très bien/toujours (ou presque)*.

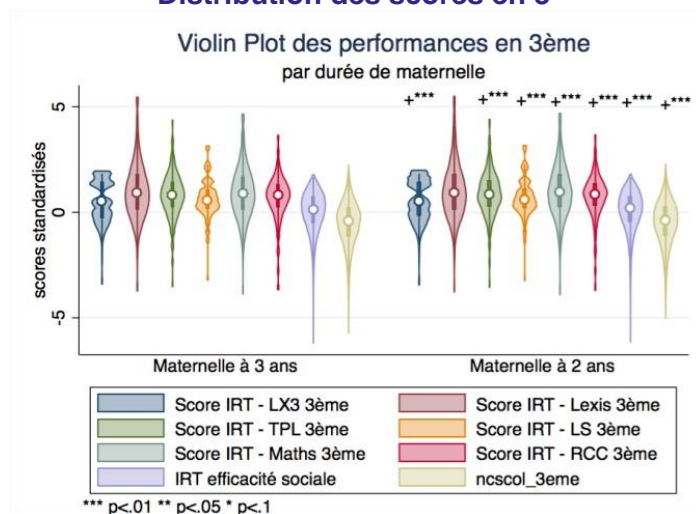
Ces variables sont construites et standardisées de façon qu'en 2008 chaque score soit de moyenne nulle et d'écart-type 1 et comparable dans le temps. Ainsi, le score de 2011 est exprimé dans la même échelle que le score de 2008. À ces six mesures, on ajoute le score cognitif global en 6^e construit par la DEPP qu'on a standardisé de façon à avoir un score de moyenne 0 et d'écart-type 1.

Distribution des performances des élèves au collège suivant la durée de leur scolarité maternelle

Les graphiques 4 et 5 présentent les distributions des scores des élèves dans les différentes compétences évaluées en 6^e et en 3^e selon que les élèves sont restés quatre ans en maternelle ou une autre durée.



Graphique 5
Distribution des scores en 3^e



Méthode : Les violin plots représentent la distribution des performances de deux façons : un point central indiquant la médiane et des barres verticales indiquant l'intervalle interquartile. Ces indicateurs sont entourés d'une estimation de la densité des variables, estimée par kernel, permettant de visualiser la normalité (ou non) des distributions.

Sources : panel 2007, calculs de l'auteur.

De façon générale, les scores sont très similaires entre les groupes dans toutes les mesures, en 6^e comme en 3^e. Les distributions se ressemblent et ne présentent pas d'écart importants. En 6^e toutes les mesures sont significativement différentes en moyenne et en faveur du groupe entré à 2 ans, sauf pour la dimension lexicale 6 qui mesure la mémoire encyclopédique.

Cependant, ces différences, bien que significatives, sont faibles en magnitude (entre 2 et 8 % d'un écart-type).

En 3^e, ces différences restent significatives et de même ordre de grandeur.

Ainsi, dans l'ensemble, les élèves restés quatre ans en maternelle apparaissent très légèrement meilleurs en moyenne que les autres élèves.

Pour autant, ces différences ne signifient pas qu'une année supplémentaire en maternelle ait nécessairement un impact sur la réussite des élèves. En effet, ceux qui entrent à 2 ans présentent des caractéristiques particulières qui influent à la fois sur leur probabilité d'être restés quatre ans en maternelle et sur leurs performances. En particulier, ils ne sont pas nés au même moment (graphique 2 et 3).

Parmi les élèves entrés en 6^e en 2007, la quasi-totalité des enfants étaient scolarisés en maternelle l'année de leurs 3 ans, mais une fraction d'entre eux a commencé à 2 ans. Cette proportion est très variable suivant leur date de naissance. La part des élèves de 6^e nés au mois de décembre et entrés en maternelle à 2 ans est d'environ 20 % ; celle des enfants nés

en janvier est de 40 %. L'explication peut se trouver dans le rapport de l'IGEN³⁶ sur l'école maternelle :

« L'ambiguïté [de la réglementation] est triple : d'une part, aucun texte de nature réglementaire ne confirme (ni n'infirme) la possibilité d'accueillir des enfants atteignant 2 ans en cours d'année ; d'autre part, aucun texte de même nature ne précise le sens de l'expression "dans la limite des places disponibles" ; enfin, aucun texte n'indique la date (d'inscription ou d'admission) à laquelle doivent être pris en compte, notamment pour la carte scolaire, les enfants admis entre la rentrée scolaire et le 31 décembre. »

À cause des contraintes de capacités liées à la fois à une démographie croissante et à des préoccupations budgétaires (Bouysse *et al.*, 2011), les directeurs et directrices d'écoles maternelles n'offrent qu'un accès limité aux enfants de 2 ans. Quand il y a des postulants, la priorité est donnée aux enfants nés en début d'année qui entrent à peine plus jeunes qu'un enfant né en fin d'année entrant à 3 ans³⁷. Même si les entrées en cours d'année sont possibles, elles restent relativement rares³⁸, et c'est le niveau de maturité de l'enfant à la rentrée qui limite l'accès en maternelle à 2 ans aux élèves de fin d'année.

2.3. Comparaison des performances par appariement statistique

Pour tenir compte des différences existantes entre les élèves qui entrent à l'école à 2 ans et les autres, on voudrait pouvoir comparer des élèves identiques dont la seule différence tient au fait d'être resté quatre ans en maternelle. Plusieurs techniques permettent d'y parvenir. Dans le premier cas, la méthode consiste à classer les élèves et à trouver un ou plusieurs élèves tout à fait semblables, qui partagent les mêmes caractéristiques, mais ayant une durée de scolarisation maternelle différente. Dans le second cas, on modélise et prédit la probabilité d'être resté quatre ans en maternelle à partir d'un vaste ensemble de caractéristiques observables, puis on compare les performances des élèves restés quatre ans avec d'autres élèves restés moins longtemps en maternelle mais ayant la même probabilité d'y être restés quatre ans.

Le *Propensity score matching* est une méthode populaire pour identifier l'effet d'un traitement lorsque l'hypothèse d'indépendance conditionnelle tient³⁹, c'est-à-dire lorsqu'on suppose qu'en dehors des variables utilisées pour construire le score, il n'y a pas d'autre facteur qui affecte à la fois la probabilité de traitement et la variable de résultat. Elle permet aussi de ne pas imposer de restriction sur la manière dont les caractéristiques agissent sur les performances et la durée de scolarité maternelle.

Pour construire le score, on estime un modèle *probit* expliquant la probabilité d'être resté quatre ans en maternelle à partir du sexe de l'élève, de son mois de naissance, de son rang dans sa fratrie, de sa nationalité, de la langue parlée à la maison, du niveau de diplôme de ses parents, de l'origine migratoire de ses parents, de la PCS du chef de famille, du secteur de la maternelle (privé/public), du fait que l'établissement appartienne à un réseau ambition réussite (RAR) et du département où il est scolarisé en 6^e (effet fixe).

³⁶ Duhamel M., Ferrier J., Richon H.-G., Roussel M.-P., Saint-Marc C. et Thévenet S. (2000), *Écoles maternelles françaises : État des lieux*, *op. cit.*

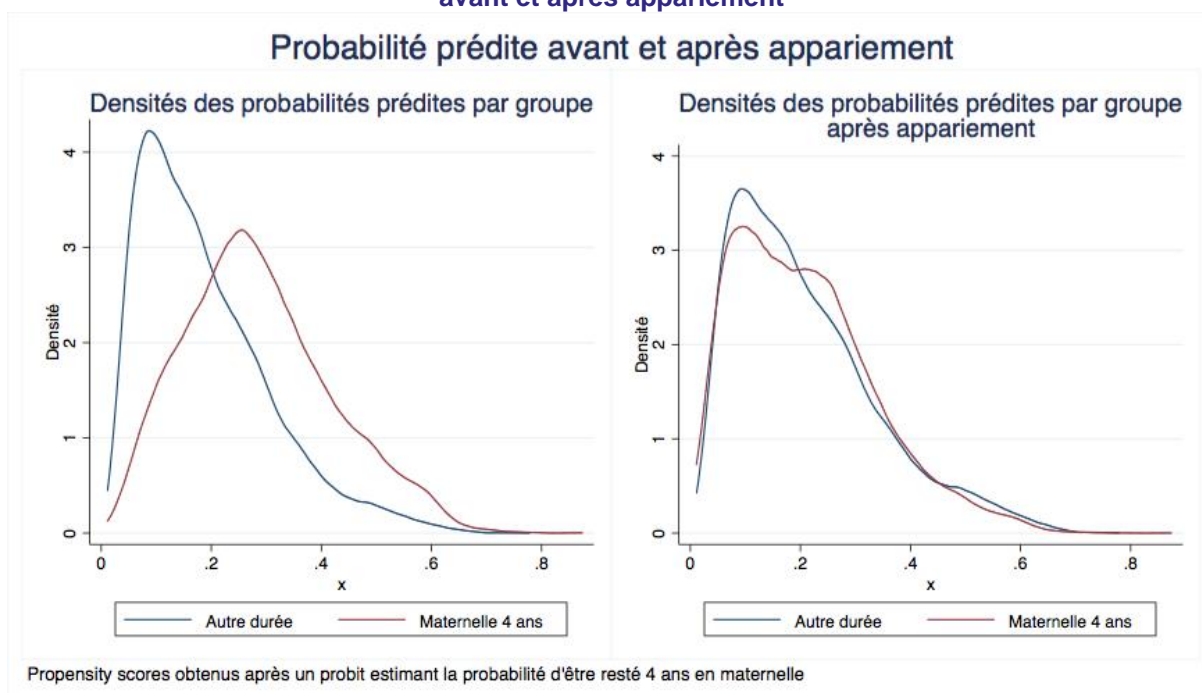
³⁷ Au mois de septembre, un enfant né en janvier qui entre l'année de ses 2 ans a 32 mois, un enfant né en décembre qui entre l'année de ses 3 ans en a 33.

³⁸ Ben ali (2012), *op. cit.*

³⁹ Rosenbaum P. R. et Rubin D. B. (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, vol. 70, n° 1, p. 41-55.

Pour illustrer cette méthode⁴⁰, on peut représenter la distribution des probabilités prédites pour chaque groupe. À partir dudit modèle, on assigne à chaque élève la probabilité d'être resté quatre ans en maternelle. On peut alors représenter la densité des probabilités prédites pour les élèves effectivement restés quatre ans et les autres comme sur le graphique 6. La courbe rouge montre la densité des probabilités d'être resté quatre ans en maternelle parmi les élèves effectivement restés quatre ans, la bleue celle pour ceux restés moins longtemps. Les densités des deux groupes sont assez distinctes, indiquant des différences de caractéristiques entre les élèves prédisant une propension à être scolarisé quatre ans en maternelle différente. Le groupe resté quatre ans en maternelle a une distribution moins concentrée et plus « à droite », indiquant une probabilité en moyenne plus élevée que l'autre groupe. Cependant, à chaque niveau de probabilité prédite, on trouve suffisamment d'élèves de chaque groupe (une densité suffisamment épaisse), ce qui permet d'apparier ensemble des élèves ayant la même probabilité prédite mais des durées de scolarité maternelle différentes. C'est ce que montre le graphique de droite. En pondérant les observations par l'inverse de leur probabilité prédite, on obtient des distributions de probabilité presque parfaitement superposées.

Graphique 6
Distribution des probabilités prédites d'être resté quatre ans en maternelle, avant et après appariement



Lecture : Le graphique de gauche présente les densités des probabilités prédites d'être resté quatre ans en maternelle pour ceux qui y sont effectivement restés quatre ans et les autres. Ces probabilités sont obtenues par un modèle probit utilisant un vaste ensemble de caractéristiques observables comme variable explicative. Le graphique de droite présente les mêmes densités en pondérant les observations par l'inverse de la probabilité prédite de façon à apparier les données.

⁴⁰ En réalité, ce que nous présentons ici consiste à pondérer par le *propensity score*. Couplée à un modèle de régression, cette méthode fournit un estimateur doublement robuste (Rotnitzky A. et Robins J. M. (1995), "Semi-parametric estimation of models for means and covariances in the presence of missing data", *Scandinavian journal of statistics*, 22, p. 323-333). On présente ces graphiques pour leur intérêt didactique. Les estimations qui suivent n'utilisent pas cette méthode mais bien du matching sur *propensity score* (Abadie A. et Imbens G. (2016), « Matching on the estimated propensity score », *Econometrica*, vol. 84(2), p. 781-807.)

Le tableau 1 présente les différences moyennes brutes et corrigées des effets de leurs caractéristiques. On retrouve ainsi les différences significatives signalées dans les graphiques 4 et 5.

En revanche, lorsqu'on tient compte des caractéristiques observables entre les élèves, toutes les différences deviennent nulles ou négatives, en 6^e comme en 3^e. Les différences moyennes brutes masquaient donc des effets de sélection favorables aux élèves restés plus longtemps en maternelle ; leur prise en compte révèle en réalité un impact négatif d'une scolarisation plus précoce et plus longue sur les performances des élèves. Parmi les différences importantes, le fait que les élèves entrés à 2 ans sont plus souvent nés en début d'année a contribué à masquer les écarts car les élèves de début d'année bénéficient d'un avantage lié à leur âge par rapport aux autres.

La différence dans le sentiment d'auto-efficacité dans le domaine scolaire n'apparaît plus significative qu'une fois prises en compte les autres caractéristiques ; en revanche, le gain concernant l'auto-efficacité sociale perdure en 3^e. Ce résultat n'est pas étonnant dans la mesure où l'école maternelle plus longue baigne l'enfant plus tôt et plus longtemps dans un environnement se côtoient des enfants en grand nombre.

Ainsi, l'augmentation de la durée de la maternelle semble avoir des effets plutôt négatifs sur les élèves lorsqu'on tient compte des différences observables qui affectent à la fois leurs performances et leur probabilité d'être entrés à 2 ans. Mais peut-on vraiment interpréter ce résultat comme un lien de cause à effet ? Si l'on pense qu'il n'y a pas d'autres facteurs qui affectent à la fois la probabilité d'être entré en maternelle et les performances que celles incluses dans le modèle, alors oui. Mais cette hypothèse est forte. Après tout, mettre son enfant en maternelle à 2, 3, 4 ou 5 ans est une décision que prennent les parents en se fondant sur des critères qui peuvent aussi déterminer la réussite scolaire de l'enfant. Par exemple, des contraintes de ressources (un mode de garde jugé trop cher peut conduire à une décision de scolarisation précoce), de disponibilité (les deux parents souhaitent retravailler à temps plein), ou au contraire d'accès limité (l'établissement scolaire n'accepte pas ou plus d'enfants de moins de 3 ans), ou encore d'existence de modes de garde alternatifs sur le territoire, etc. Ne pas en tenir compte peut conduire à des interprétations fallacieuses. En clair, on tend à attribuer à l'âge d'entrée à l'école des différences qui sont potentiellement le fait d'autres facteurs. Ces éléments ne sont pas observables dans les données et nécessitent donc d'employer des stratégies plus complexes.

Tableau 1
Différences de performances entre élèves restés 4 ans sans appariement sur propensity score

Variable	6ème			3ème		
	P0	(1)	(2)	P0	(1)	(2)
Score global 6ème	0.012 (0.007)	0.080 *** (0.015)	-0.050 ** (0.024)			
Score IRT - LX3 2008	0.038 (0.008)	0.059 *** (0.017)	-0.004 (0.028)	0.478 (0.007)	0.040 *** (0.016)	-0.019 (0.025)
Score IRT - Lexis 2008	0.046 (0.008)	0.020 (0.017)	-0.061 ** (0.026)	1.008 (0.010)	0.020 (0.022)	-0.082 ** (0.034)
Score IRT - TPL 2008	0.053 (0.008)	0.063 *** (0.017)	-0.043 (0.026)	0.798 (0.008)	0.056 *** (0.017)	-0.061 ** (0.028)
Score IRT - LS 2008	0.043 (0.008)	0.073 *** (0.017)	-0.021 (0.027)	0.623 (0.007)	0.061 *** (0.014)	-0.017 (0.024)
Score IRT - maths 2008	0.046 (0.008)	0.083 *** (0.017)	-0.021 (0.026)	0.925 (0.009)	0.084 *** (0.020)	-0.035 (0.034)
Score IRT - RCC 2008	0.032 (0.008)	0.067 *** (0.016)	-0.040 (0.026)	0.682 (0.008)	0.068 *** (0.017)	-0.059 ** (0.028)
IRT efficacité sociale	-0.007 (0.007)	0.069 *** (0.015)	0.035 (0.025)	0.002 (0.007)	0.057 *** (0.015)	0.062 *** (0.024)
IRT efficacité scolaire	0.004 (0.007)	0.081 *** (0.016)	-0.014 (0.029)	-0.540 (0.008)	0.044 *** (0.017)	-0.051 (0.031)

* p<.1 ** p<.05 *** p<.01 erreurs standards robustes entre parenthèses.

Le modèle (1) présente la différence moyenne sans tenir compte d'autres variables.

Le modèle (2) présente la différence moyenne de performance entre les élèves restés 4 ans en maternelle et les autres en appariant les élèves de chaque groupe sur leurs probabilités prédites à partir d'un vaste ensemble de caractéristiques observables : sexe de l'élève, mois de naissance, rang dans la fratrie, nationalité, langue parlée à la maison, niveau de diplôme de ses parents, origine migratoire de ses parents, PCS du chef de famille, secteur de la maternelle (privé/public), si le collège est en RAR et effet fixe par département où il est scolarisé au moment du test (i.e. en 6^e ou en 3^e).

Lecture: en 6^e, le score en mathématique des élèves entrés à 3 ans en maternelle est de 0,046 et celui des élèves entrés à 2 ans est de 8,3 % d'un écart-type plus élevé ; cette différence est statistiquement significative. Lorsqu'on apparie les élèves et que l'effet des différences observables est pris en compte, l'impact de l'allongement de la maternelle est estimé à -2,1 % d'un écart-type et cette différence n'est pas significative.

3. Identifier l'effet causal de l'âge d'entrée à l'école : une revue critique de la littérature

La recherche sur les effets de l'âge d'entrée à l'école est extrêmement riche dans la littérature internationale mais elle concerne généralement des âges plus avancés. En effet, la question de la scolarisation à 2 ans ne se pose qu'en France et en Belgique, alors que les travaux réalisés dans d'autres pays concernent généralement des élèves entre 4 et 7 ans.

Ce courant de recherche risque donc d'être peu informatif au regard de la question posée, mais il a l'avantage de fournir des éléments méthodologiques d'autant plus enrichissants que leur niveau d'exigence s'est fortement accru ces dernières années. Pendant longtemps, les travaux ont cherché à corriger les problèmes de sélection en contrôlant les différences observables⁴¹, avec des méthodes semblables à celles que nous avons utilisées plus haut.

Ces méthodes sont de moins en moins admises dans la littérature pour les raisons que nous venons d'évoquer. Le cœur de celle-ci s'attache aujourd'hui à exploiter des événements naturels qui fournissent des sources d'identification plus crédibles.

3.1. Des stratégies quasi expérimentales pour identifier l'impact de l'âge d'entrée à l'école

Pour identifier l'effet causal de l'âge d'entrée à l'école, la majorité des articles a tiré profit de l'existence de règles d'âge d'entrée à l'école. Il s'agit alors d'exploiter la combinaison de l'arbitraire d'une règle d'âge et le caractère localement imprévisible de la date de naissance. Suivant les contextes, les chercheurs construisent des variables instrumentales sur ces bases ou exploitent directement les discontinuités, nettes ou floues.

Ces méthodes sont pertinentes si les dates de naissance sont aléatoirement réparties autour de dates butoirs et qu'il n'est pas possible de manipuler la règle ou sa position de part et d'autre de ces dates, ce qui est généralement assez crédible⁴².

Ainsi, en combinant dates de naissance et différences de législations entre États aux USA, Datar (2006)⁴³ montre sur des données américaines qu'entrer en *kindergarten* une année plus tard améliore les performances des enfants la première année et les fait progresser plus rapidement pendant les deux premières années de la scolarité primaire. Par ailleurs, ces effets semblent plus forts parmi les élèves à risque. Au Chili, McEwan et Shapiro (2008)⁴⁴ exploitent les règles strictes d'âge d'entrée à l'école primaire – un enfant doit avoir 5 ans au plus tard deux mois après être entré à l'école maternelle – pour en mesurer l'effet, et montrent que retarder d'un an l'entrée à l'école réduit la probabilité de redoubler et améliore

⁴¹ Par exemple : Langer P., Kalk J. M. et Searls D. T. (1984), "Age of admission and trends in achievement: a comparison of blacks and Caucasians", *American Educational research Journal*, vol. 21(1), p. 61-78.

Bisanz J., Dunn M. et Morrison F. J. (1995), "Effects of age and schooling on the acquisition of elementary quantitative skills", *Developmental Psychology*, vol. 31(2), p. 221-236.

Wena X., Leow C., Hahs-Vaughn D. L., Korfmacher J. et Marcus S. M. (2012), "Are two years better than one year ? A propensity score analysis of the impact of head start program duration on children's school performance in kindergarten", *Early Childhood Research Quarterly*, 27, p. 684-694.

⁴² Dickert-Conlin S. et Elder T. (2010), "School cuto dates and the timing of birth", *Economics of Education Review*, 29(5), p. 826-841.

⁴³ Datar A. (2006), "Does delaying kindergarten entrance give children a head start?", *Economics of Education review*, 25, p. 43-62.

⁴⁴ McEwan P. J. et Shapiro J. S. (2008), "The benefits of delayed primary school enrollment discontinuity estimates using exact birth dates", *The Journal of Human Resources*, 43, p. 1-29.

les performances scolaires en classe équivalente au CE₂. Fertig et Kluge (2015)⁴⁵ emploient une stratégie similaire sur des données allemandes et ne trouvent pas d'effet de l'âge d'entrée à l'école sur les performances des élèves. *A contrario*, Suziedelyte et Zhu (2015)⁴⁶ exploitent les contraintes d'âge légal d'entrée à l'école en Australie pour mesurer l'effet d'une entrée précoce (4-5 ans) à l'école sur les performances scolaires et testent s'il existe des différences liées à l'origine sociale des enfants. Ils montrent alors qu'une entrée précoce améliore les performances des enfants, encore plus pour ceux d'origines sociales défavorisées. Ce résultat apparaît robuste au choix de différents indicateurs d'origine sociale (éducation des parents, ou PCS...).

Decicca et Smith (2013)⁴⁷ ont une autre approche et exploitent une expérience naturelle d'une réforme de la durée du *kindergarten* en British Columbia (Canada) – qui n'a pas abouti – pour mesurer l'impact de la durée de la scolarité maternelle sur les performances. Cette réforme a été lancée en 1986 afin de mettre en place deux rentrées par an en maternelle de sorte que ceux nés entre mai et octobre entrent en septembre et les autres en janvier. Cependant cette réforme a été abandonnée au bout de six mois, modifiant ainsi brutalement la durée de scolarité maternelle d'une cohorte scindée en deux groupes : les enfants nés entre novembre et décembre 1985 n'ont eu que 6 mois de maternelle, ceux nés entre janvier et avril ont eu 16 mois. Les auteurs emploient une stratégie de double différence (et variable instrumentale) comparant ces deux groupes affectés à d'autres cohortes non affectées (dont la durée de *kindergarten* qui est d'en moyenne dix mois). Ils montrent que l'allongement de la maternelle augmente la probabilité de redoubler et diminue les performances en lecture. Il apparaît d'ailleurs que l'effet est plus fort pour les enfants d'origines sociales plus défavorisées.

À l'opposé, Berlinski *et al.* (2008)⁴⁸ exploitent les différences d'accès en maternelle entre plusieurs cohortes dans un contexte d'expansion rapide de l'offre d'éducation en Uruguay. Ils comparent en outre les générations entre enfants de la même famille, tenant ainsi compte des caractéristiques intrafamiliales. Ils montrent ainsi que les enfants « traités » ont accumulé 0,8 année d'étude en plus à 15 ans, outre qu'ils sont plus nombreux à être encore scolarisés (+ 27 %). DeCicca (2007)⁴⁹ exploite le caractère longitudinal de données américaines pour comparer l'avantage d'être en maternelle toute la journée ou seulement en demi-journée et identifie des effets positifs qui s'estompent toutefois rapidement, plus vite encore chez les enfants issus de minorités.

Pour ce qui est d'impacts en dehors des compétences scolaires, Anderson *et al.* (2011)⁵⁰ exploitent également une discontinuité d'accès liée à l'âge sur des données allemandes et montrent que le fait de rester deux années plutôt qu'une à l'école maternelle n'a pas d'effet sur l'indice de masse corporelle et le risque d'obésité (contrairement à ce que laissent

⁴⁵ Fertig M. et Kluge J. (2015), "The effect of age at school entry on educational attainment in Germany", n° 1507, IZA discussion papers, Institute for the Study of Labor (IZA).

⁴⁶ Suziedelyte A. et Zhu A. (2015), "Does early schooling narrow outcome gaps for advantaged and disadvantaged children?", *Economics of Education Review*, p. 76-88.

⁴⁷ DeCicca P. et Smith J. (2013), "The long-run impacts of early childhood education: Evidence from a failed policy experiment", *Economics of Education Review*, 36, p. 41-59.

⁴⁸ Berlinski S., Galiani S. et M. Manacorda (2008), "Giving children a better start: Preschool attendance and school-age pro les", *Journal of Public Economics*, 92, p. 1416-1440.

⁴⁹ DeCicca P. (2007), "Does full-day kindergarten matter? Evidence from the first two years of schooling", *Economics of Education Review*, 26, p. 67-82.

⁵⁰ Anderson P. M., Butcher K. F., Cascio E. U. et Schanzenbach D. W. (2011), "Is being in school better? The impact of school on children's BMI when starting age is endogenous", *Journal of Health Economics*, 30, p. 977-986.

penser des estimations plus naïves). Dobkina et Ferreira (2010)⁵¹ adoptent une stratégie similaire sur des données en Californie et au Texas et montrent que les enfants entrés plus tôt ont de moins bonnes performances scolaires mais atteignent un niveau d'étude plus élevé. En revanche, le fait d'avoir pu entrer plus tôt n'a pas d'impact sur le revenu, la probabilité de trouver emploi ou d'être propriétaire une fois adulte.

Depew et Eren (2016)⁵² montrent qu'entrer en maternelle un an plus tard en raison de règles strictes d'âge d'accès en Louisiane réduit la criminalité juvénile chez les jeunes filles noires, en particulier dans les quartiers difficiles. McAdams (2016)⁵³ exploite les variations des règles d'âge d'entrée à l'école entre États américains pour mesurer l'effet de l'âge d'entrée sur la criminalité. Il montre que relever l'âge minimal d'entrer à l'école amène à des taux d'incarcération plus faibles chez les jeunes directement affectés par la réforme mais aussi sur ceux qui ne le sont qu'indirectement. Cependant, la réduction du taux d'incarcération est plus forte chez les jeunes indirectement affectés, ce que l'auteur interprète comme le signe que retarder l'entrée a, en soi, un effet négatif.

3.2. Des résultats souvent divergents, des interprétations parfois délicates

Les résultats sur l'effet de l'âge d'entrée à l'école ou en maternelle apparaissent donc mitigés suivant les contextes. De plus, l'interprétation des résultats peut s'avérer délicate car on confond l'impact de l'âge d'entrée avec trois autres effets : la durée de la scolarité, l'âge de l'enfant au test et son âge relatif dans sa classe.

Les deux premiers sont parfaitement colinéaires avec l'âge d'entrée à l'école⁵⁴. Le troisième est fortement corrélé. Séparer ces effets implique de disposer d'instruments crédibles ou d'imposer des contraintes fortes sur la forme des relations. Crawford *et al.* (2013)⁵⁵ utilisent différentes sources de données et techniques économétriques pour dissocier ces effets au prix de coûteuses hypothèses. Ils montrent alors que l'âge au test est le facteur le plus responsable des différences de performances selon le mois de naissance. La durée de la scolarité et l'âge relatif semblent également jouer un rôle significatif tandis que l'effet propre de l'âge d'entrée à l'école apparaît nul.

Black *et al.* (2011)⁵⁶ exploitent la discontinuité liée à la date de naissance et les dates auxquelles un test de QI est administré aux jeunes Norvégiens pour séparer l'effet de l'âge d'entrée à l'école de l'âge au test. Leurs résultats indiquent un effet légèrement positif d'entrer plus tôt à l'école⁵⁷, mais un effet bien plus substantiel de l'âge au test.

Cependant, la plupart des travaux ne parviennent pas à démêler ces effets, ce qui peut devenir critique s'ils guident la construction de nouvelles politiques publiques.

⁵¹ Dobkina C. et Ferreira F. (2010), "Do school entry laws affect educational attainment and labor market outcomes?" ,, *Economics of Education Review*, 29, p. 40-54.

⁵² Depew B. et Eren O. (2016), "Born on the wrong day? School entry age and juvenile crime", *Journal of Urban Economics*, 96, p. 73-90.

⁵³ McAdams J. M. (2016), The effect of school starting age policy on crime: Evidence from U.S. microdata, *Economics of Education Review*, 54, p. 227-241.

⁵⁴ L'âge de l'élève au test est la somme de son âge d'entrée à l'école et de la durée de sa scolarité.

⁵⁵ Crawford C., Dearden L. et Greaves E. (2013), "When you are born matters: Evidence for England. IFS report R80, Institute for Fiscal Study.

⁵⁶ Black S. E., Devereux P. J. et Salvanes K. G. (2011), "Too young to leave the nest? the effects of school starting age", *The Review of Economics and Statistics* 93(2), p.455-467.

⁵⁷ Il est à noter que l'âge d'entrée en Norvège est de 7 ans.

En effet, si l'effet dominant est l'âge au test, comme suggéré par Crawford *et al.* (2013) et Black *et al.* (2013) mais que l'étude ne se focalise que sur l'âge d'entrée à l'école, alors la recommandation naturelle qui est de relever l'âge d'entrée à l'école n'améliorera pas réellement les performances puisque l'effet ne fait que refléter un niveau de maturité lié à l'âge.

Par ailleurs, les discordances dans la littérature sur l'effet de l'âge d'entrée à l'école sont difficiles à expliquer car elles peuvent provenir de différences de contextes, de pratiques à l'école ou de qualité de la situation alternative. Typiquement, dans une situation hypothétique où l'entrée en maternelle d'un enfant est retardée d'un an pour une raison extérieure, il peut, pendant cette année, être dans un établissement d'accueil pour jeunes enfants, rester avec ses parents ou sa famille, profiter d'une garde informelle, etc. Bref, avoir cette année-là d'autres expériences susceptibles d'influer sur ses performances futures. Si le mode de garde alternatif est qualitativement supérieur à celui de l'école maternelle, les résultats de l'évaluation d'un report de l'entrée seront positifs, et vice versa.

3.3. Approches quasi expérimentales sur données françaises : peu d'études pour conclure

Identifier l'effet de la scolarisation à 2 ans pose les mêmes difficultés que pour l'âge d'entrée à l'école. Cela nécessite d'avoir recours à des stratégies particulières. À notre connaissance, en France seules trois études identifient des « expériences naturelles » d'accès à la maternelle à 2 ans pour estimer l'effet sur les performances scolaires.

Filatriau *et al.* (2013)⁵⁸ exploitent les contraintes locales de places disponibles pour accueillir les enfants de 2 ans en maternelle⁵⁹ afin d'identifier l'impact d'une scolarisation précoce et trouvent un effet positif sur le développement cognitif et non cognitif à 6 ans, puis sur les performances en mathématiques et en français en 6^e et 3^e.

Dumas et Lefranc (2010)⁶⁰ emploient également une stratégie de variable instrumentale pour estimer l'effet de l'âge d'entrée en maternelle sur les résultats. Ils utilisent pour cela l'âge moyen d'entrée en maternelle dans le département pour une cohorte donnée et identifient des impacts négatifs d'être entré à 2 ans sur la probabilité d'avoir redoublé à 16 ans, et un effet positif sur la probabilité d'avoir le bac.

Dans leur travail focalisé sur l'impact sur l'emploi des femmes, Goux et Maurin (2010)⁶¹ s'interrogent également eux aussi sur l'incidence de la scolarisation à 2 ans sur la probabilité d'arrêter l'école entre 16 et 18 ans. Leur stratégie exploite les différences d'accès en maternelle à 2 ans entre départements et le fait que ces différences sont encore plus marquées pour les enfants nés les mois d'été. Ils ne trouvent pas de relation significative entre l'accès en maternelle à 2 ans et les sorties précoces du système scolaire. Dans le

⁵⁸ Filatriau O., Fougère D. et Tô M. (2013), "Will sooner be better? The impact of early preschool enrollment on cognitive and noncognitive achievement of children", *op. cit.*

⁵⁹ Établies à partir du nombre d'enfants inscrits dans chaque maternelle et du ratio d'élèves de 2 ans sur le ratio d'élèves de moins de 5 ans dans un voisinage donné obtenu à partir des données de recensement.

⁶⁰ Dumas C. et Lefranc A. (2010), "Early schooling and later outcomes: Evidence from pre-school extension in France", THEMA Working Papers (THéorie Economique, Modélisation et Applications), Université de Cergy-Pontoise.

⁶¹ Goux D. et Maurin E. (2010), "Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply", *Labor Economics*, 17, p. 951-962.

document de travail issu de cette recherche⁶², ils présentent en outre des résultats non significatifs sur les performances en mathématiques et en français en CE₂.

Ces trois recherches ne semblent pas fournir de résultats complètement concordants. Nous proposons de contribuer à cette littérature en présentant d'une part une analyse exploitant les discontinuités d'accès en maternelle à 2 ans liées à la date de naissance, et d'autre part une nouvelle méthode pour identifier l'effet de la scolarisation à 2 ans sur les performances des élèves.

⁶² Goux D. et Maurin E. (2008), "Preschool enrolment, mothers' participation in the labour market, and children's subsequent outcomes", Document de travail, CEPREMAP.

4. Date de naissance et scolarisation à 2 ans : une approche par discontinuité de régression

Pour identifier l'effet de la scolarisation précoce interprétable comme un lien de cause à effet, la méthode la plus appropriée consisterait à tirer au hasard des élèves pour les faire entrer à des âges différents et comparer leurs performances par la suite. Ce type d'expérience n'ayant jamais été mené, on peut vouloir adopter une stratégie exploitant à l'instar des travaux étrangers les discontinuités d'accès en fonction de la date de naissance.

En France, un enfant doit être accueilli en maternelle l'année de ses 3 ans mais peut l'être l'année de ses 2 ans à condition d'avoir 2 ans révolus à la rentrée, c'est-à-dire être né plutôt au début de l'année. L'accès précoce en maternelle est donc partiellement déterminé par la date de naissance, au moins en théorie. On peut du coup tenter d'exploiter cette expérience naturelle.

4.1. Conditions d'identification

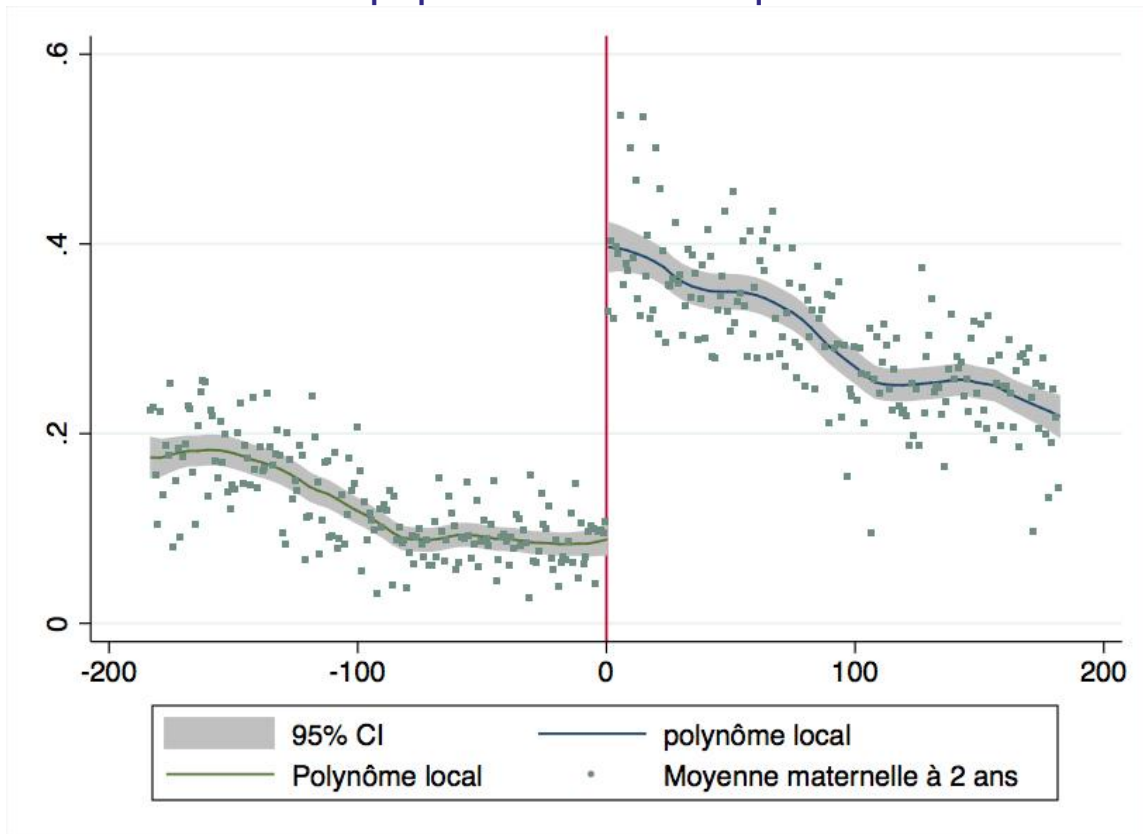
Cette stratégie est tout à fait semblable à celles des auteurs cités précédemment (McEwan et Shapiro (2008) ; Lubotsky et Kaestner (2016) ; Suziedelyte et Zhu (2015) ; Fertig et Kluge (2005))

Elle suppose que les parents ne peuvent pas « manipuler » le jour de naissance de leur enfant de façon à pouvoir le faire entrer plus tôt ou non en maternelle. En effet, si on peut choisir d'avoir un enfant en espérant qu'il naisse à un moment donné, on ne maîtrise en revanche pas exactement la date de sa naissance, laquelle peut alors être considérée comme localement aléatoire, en particulier autour du 31 décembre. Pour nous en assurer, nous avons estimé la probabilité d'être né en janvier plutôt qu'en décembre, et tenté de prédire ce phénomène à partir des caractéristiques des élèves. Le tableau A1 en annexe 1 montre qu'aucune variable ne prédit significativement le fait d'être né en janvier plutôt qu'en décembre. On ne peut rejeter l'hypothèse qu'aucune variable n'a d'effet. Ce test n'apporte pas la preuve formelle que les élèves sont aléatoirement répartis autour du 31 décembre. Il n'en renforce pas moins la crédibilité de cette hypothèse. De façon similaire, nous avons estimé un ensemble de *seemingly unrelated regressions* où nous avons testé l'existence d'une discontinuité⁶³ dans les variables de contrôle et testé l'hypothèse jointe d'absence de discontinuité. La probabilité critique (p-value) étant proche de 1, on accepte sans aucun doute l'hypothèse nulle d'absence de discontinuité pour toutes les caractéristiques.

Le graphique 7 montre la discontinuité de scolarisation à 2 ans : la proportion d'élèves restés quatre ans en maternelle passe de 10 % à 40 % entre élèves nés en janvier et en décembre.

⁶³ À partir d'un modèle où le lien entre date exacte de naissance et variable est représenté par deux polynômes de degré 4 de chaque côté de la discontinuité hypothétique. Le résultat du test d'hypothèse jointe d'absence d'effet est le suivant : Chi2(45) H0 : $T_i=0$: 28.76 P-value : 0.972.

Graphique 1
Discontinuité dans la proportion d'élèves restés quatre ans en maternelle



Méthode : les nuages de points représentent les moyennes par jour de naissance des variables étudiées (probabilité d'être resté quatre ans en maternelle et durée en année de la maternelle). Les polynômes locaux sont en revanche calculés sur les données individuelles et non sur les moyennes.

Sources : Panel 2007, estimations de l'auteur.

Ainsi, en comparant des élèves de part et d'autre du 31 décembre de leur année de naissance, on doit pouvoir identifier l'effet d'être entré à 2 ans sur les performances scolaires.

Plus formellement, on estime deux équations : l'une pour la durée de la maternelle et l'autre pour les variables de résultats. En notant Y_i une mesure de performance scolaire (score à un test etc.), D_i le jour de naissance mesuré en distance au 31/12, S_i une variable binaire qui vaut 1 si l'enfant est resté quatre ans en maternelle et 0 sinon et X un ensemble de caractéristiques sociodémographiques susceptible d'affecter l'accès en maternelle et les variables d'intérêt, on a le système d'équation suivant :

$$\begin{aligned} S_i &= \alpha_1 + f_1(D_i) + T_i \times g_1(D_i) + \rho T_i + X_i' \tau + \epsilon_i \\ Y_i &= \alpha_2 + f_2(D_i) + T_i \times g_2(D_i) + \beta \hat{S}_i + X_i' \tau + \epsilon_i \end{aligned}$$

T_i vaut 0 pour les mois de juillet à décembre et 1 de janvier à juin et $f_1(D_i)$ et $g_1(D_i)$ sont des polynômes de la date de naissance exprimée en distance au 31 décembre. $g_j(\cdot)$ et $f_j(\cdot)$ sont les mêmes fonctions, mais en interagissant avec la variable T_i qui vaut 0 avant décembre et 1 après ; on autorise des coefficients différents de part et d'autre de la discontinuité à la fois pour la première et la seconde équation.

En suivant les recommandations de Lee et Lemieux (2010)⁶⁴, on estime le modèle par régression linéaire locale et on présente les résultats pour des pas différents autour de la discontinuité dans le graphique A3 (annexe 3).

Nos estimations par variables instrumentales identifient l'effet moyen local d'une scolarisation précoce. Elles s'interprètent comme l'effet d'une maternelle plus précoce et plus longue sur la sous-population d'enfants dont les parents réagissent aux règles d'âge d'entrée à l'école (les *compliers*). Dès lors, il faut garder à l'esprit deux précautions importantes.

Tout d'abord, ces modèles comparent des enfants qui entrent à l'école pratiquement au même âge mais où ceux de janvier restent plus longtemps en maternelle et donc arrivent à l'école primaire plus âgés que les élèves nés en décembre, tout en ayant passé plus de temps à l'école maternelle. Les effets mesurés ici cumulent l'âge au test et la durée de scolarité, deux paramètres qu'il est difficile de dissocier (voir *infra*).

D'autre part, cette stratégie ne permet pas de généraliser nos résultats aux enfants qui n'ont pas été scolarisés très tôt alors qu'ils auraient pu l'être (*never takers*). Il est alors possible que ce résultat soit éloigné de l'effet moyen de la maternelle pour la population dans son ensemble. Dans l'analyse de l'expérimentation des internats d'excellence, Behagel *et al.* (2017)⁶⁵ présentent des estimations de l'hétérogénéité de l'impact et concluent que s'ils avaient conduit une analyse en discontinuité de régressions, ils n'auraient pas identifié d'effets positifs, mais au contraire des effets négatifs. Ces estimations pour les élèves à la marge auraient toutefois dissimulé de larges effets positifs pour les élèves loin du seuil.

4.2. Résultats sur les performances en 6^e

Le tableau 2 présente les résultats des estimations par discontinuité de régression floue estimés en choisissant une fenêtre autour du 31 décembre de façon à minimiser le biais. Le graphique A3 en annexe 3 présente les estimations pour tous les pas autour de la discontinuité par 2SLS pour les modèles avec variable de contrôle.

⁶⁴ Lee D. S. et Lemieux T. (2010), "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 48(2), p. 281-355.

⁶⁵ Behagel L., de Chaisemartin C. et Gurgand M. (2017), "Ready for boarding? The effects of a boarding school for disadvantaged students", *American Economic Journal, Applied Economics*, 9(1), p. 140-164.

Tableau 2
Estimations des modèles de discontinuité ou de régression
pour les performances en 6ème avec et sans variable de contrôle

Variable	FRD (1)	(SE)	FRD (2)	(SE)	FRD (3)	(SE)
Score global en 6ème	0.344	(0.209)	0.409 **	(0.163)	0.417 **	(0.168)
BW	[41.4]		[46.3]		[45.0]	
Score IRT - LX3 2008 (SE)	0.289	(0.210)	0.359 *	(0.197)	0.358 *	(0.202)
BW	[44.6]		[45.2]		[45.4]	
Score IRT - Lexis 2008 (SE)	0.058	(0.215)	0.117	(0.185)	0.147	(0.185)
BW	[43.5]		[45.1]		[46.2]	
Score IRT - TPL 2008 (SE)	0.172	(0.217)	0.292	(0.181)	0.213	(0.211)
BW	[43.0]		[45.0]		[37.6]	
Score IRT - LS 2008 (SE)	0.187	(0.232)	0.241	(0.195)	0.231	(0.210)
BW	[39.3]		[44.2]		[40.4]	
Score IRT - maths 2008 (SE)	0.133	(0.211)	0.296 **	(0.136)	0.188	(0.179)
BW	[42.2]		[71.2]		[45.4]	
Score IRT - RCC 2008 (SE)	0.429 **	(0.214)	0.436 **	(0.198)	0.417 **	(0.201)
BW	[44.2]		[42.8]		[43.4]	
IRT efficacité scolaire (SE)	0.733 ***	(0.213)	0.566 ***	(0.199)	0.573 ***	(0.196)
BW	[38.8]		[40.7]		[41.1]	
IRT efficacité sociale (SE)	0.610 ***	(0.213)	0.408 **	(0.206)	0.417 **	(0.206)
BW	[40.6]		[40.6]		[40.8]	
Covariates	Non		Oui		Résidualisé	

* p<.1 ; ** p<.05 ; *** p<.01. Erreurs standards robustes entre parenthèses.

Notes : Le modèle (1) présente l'effet local de la maternelle à 2 ans estimé de façon non paramétrique par régressions linéaires locales en optimisant l'intervalle autour de la discontinuité de façon à minimiser le biais. On utilise le package RDrobust

Le modèle (2) conditionne les espérances conditionnelles à un ensemble de variables de contrôle: sexe de l'élève, rang dans la fratrie, nationalité, langue parlée à la maison, niveau de diplôme de ses parents, origine migratoire de ses parents, PCS du chef de famille, secteur de la maternelle (privé/public) et l'appartenance de l'établissement à un RAR.

Le modèle 3 présente l'effet local de la maternelle à deux ans sur le résidu d'une régression des scores sur les variables de contrôle comme suggéré par Lee et Lemieux (2010).

Cette méthode est en principe équivalente à l'estimation (2) mais n'impose pas de contrainte sur la relation avec les variables de contrôle.

Sans variable de contrôle, les discontinuités estimées sont positives mais n'atteignent pas la significativité statistique, sauf pour les variables « raisonnement » et celle mesurant l'auto-efficacité des élèves dans les domaines social et scolaire.

Lorsqu'on ajoute des variables de contrôle, les coefficients augmentent sensiblement et sont plus précisément estimés, atteignant la significativité statistique dans la majorité des cas. Ce résultat indique que les performances des élèves dépendent fortement de leurs caractéristiques et que celles-ci sont aussi liées au fait d'être resté quatre ans en maternelle.

Il est délicat d'interpréter les estimations par variables instrumentales ajustées par des variables de contrôle⁶⁶. Le coefficient obtenu ici peut s'interpréter comme l'effet causal du traitement, mais seulement si l'effet du traitement est constant pour tous les individus, ce qui a peu de chances de se produire étant donné les différences qui surgissent selon que l'on procède avec ou sans variables de contrôle.

⁶⁶ Abadie A. (2003), "Semiparametric instrumental variable estimation of treatment response models", *Journal of Econometrics*, 113(2), p. 231-263.

Si l'on souhaite autoriser un effet hétérogène suivant les élèves, les résultats présentés ici doivent s'interpréter comme une mesure de l'effet de la maternelle à 2 ans sur la sous-population d'enfants dont les parents réagissent aux règles d'âge d'entrée à l'école et partageant les mêmes caractéristiques observables. Les limites sur l'inférence évoquées dans la section précédente doivent également être prises au sérieux.

Nos estimations par discontinuité de régression rejoignent les conclusions déjà obtenues dans la littérature française. Les enfants dont la date de naissance permet une scolarisation plus précoce et plus longue bénéficient largement de cette possibilité et ces effets semblent durer au moins jusqu'au collège.

Ces résultats sont toutefois à manier avec prudence car les analyses comparent des enfants qui entrent à l'école pratiquement au même âge mais où ceux de janvier restent plus longtemps en maternelle et donc arrivent à l'école primaire en moyenne plus âgés que les élèves nés en décembre, tout en ayant passé plus de temps à l'école maternelle. Les effets mesurés ici résultent de ces deux impacts (maturité et durée de scolarité).

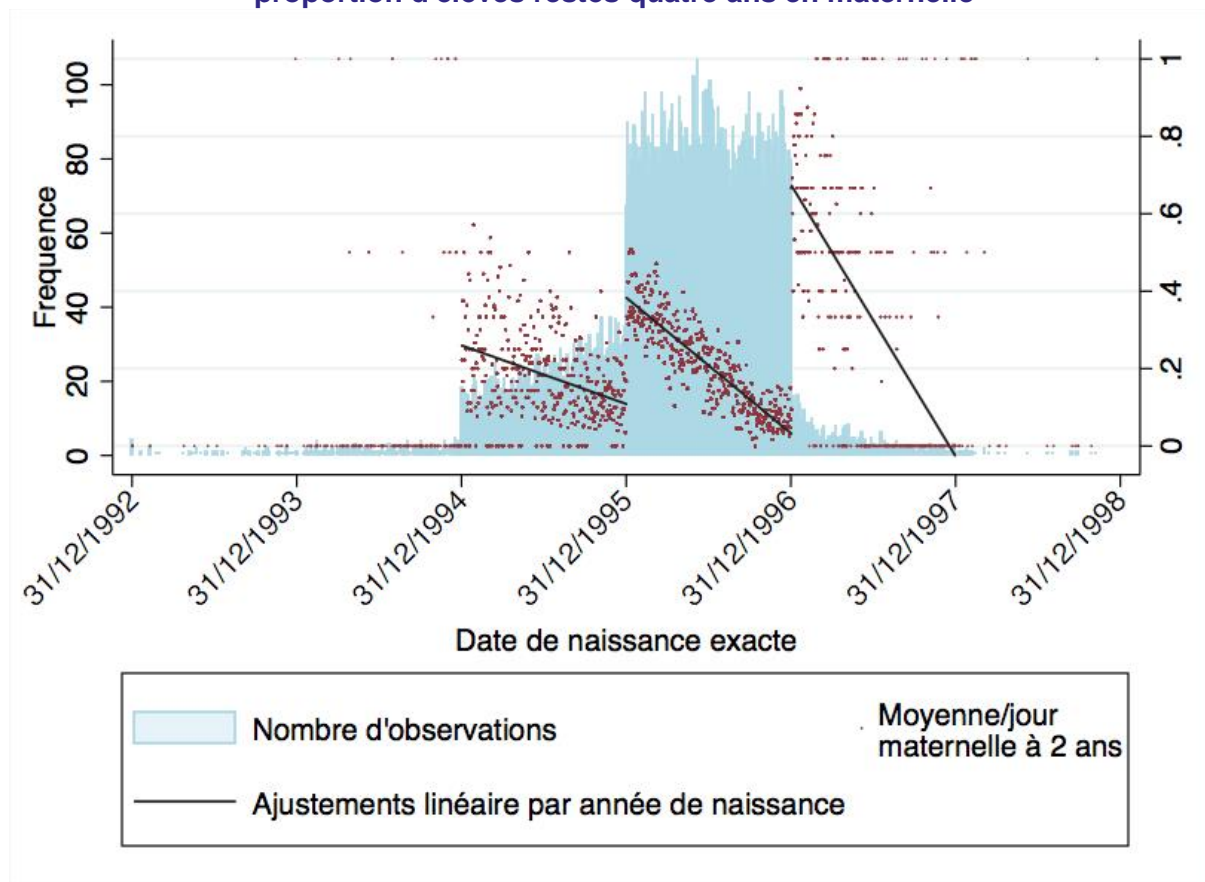
Les enfants nés en début d'année ont déjà un avantage fort sur ceux nés en fin d'année du fait de leur âge plus avancé en moyenne, cet avantage est encore renforcé lorsqu'ils rentrent en maternelle à 2 ans. S'ajoute à cette limite d'interprétation un problème lié à la construction même de l'échantillon.

4.3. Cohorte d'élèves et cohorte de naissance : correction de l'endogénéité de l'âge

Dans la stratégie que nous avons suivie jusqu'à présent, on a considéré que l'élément important pour l'identification était la relation entre la date de naissance (en distance au 31/12) et la durée de la maternelle et les performances. Nous n'avons pas tenu compte du fait que dans les données que nous exploitons, des élèves nés à une même date de naissance (ainsi définie) peuvent avoir des âges différents du fait même du plan de sondage. En effet, le panel 2007 est construit pour représenter les élèves entrés pour la première fois en 6^e en 2007 ; il ne représente pas une cohorte de naissance. S'il intègre principalement des individus nés en 1996, il en admet aussi d'autres nés en 1995 et en 1997⁶⁷. Le problème est qu'une partie de la génération 1996 n'est pas présente dans l'échantillon, car soit elle a redoublé (et serait dans ce cas visible dans un panel 2008), soit elle est en avance (et serait visible dans un panel 2006). Au contraire, sont présents dans l'échantillon les élèves de la génération 1995 qui ont redoublé (et ont donc tendance à être plutôt « moins bons » que les autres) et ceux de 1997 qui sont en avance (et donc souvent « plutôt meilleurs »). Ce phénomène s'observe bien sur le graphique 8 où on constate un nombre beaucoup plus faible d'observations pour les enfants nés en 1995, mais de plus en plus élevé au fur et à mesure qu'on approche de la fin de l'année (reflet de la tendance à faire redoubler davantage les élèves de fin d'année). On observe le scénario inverse pour les élèves nés en 1997 ; les élèves de début d'année sont plus nombreux à être en avance (et donc à être présents dans le panel).

⁶⁷ Et d'autres nés plus tôt encore et ayant eu des parcours atypiques.

Graphique 8
Nombre d'observations par date de naissance exacte et
proportion d'élèves restés quatre ans en maternelle

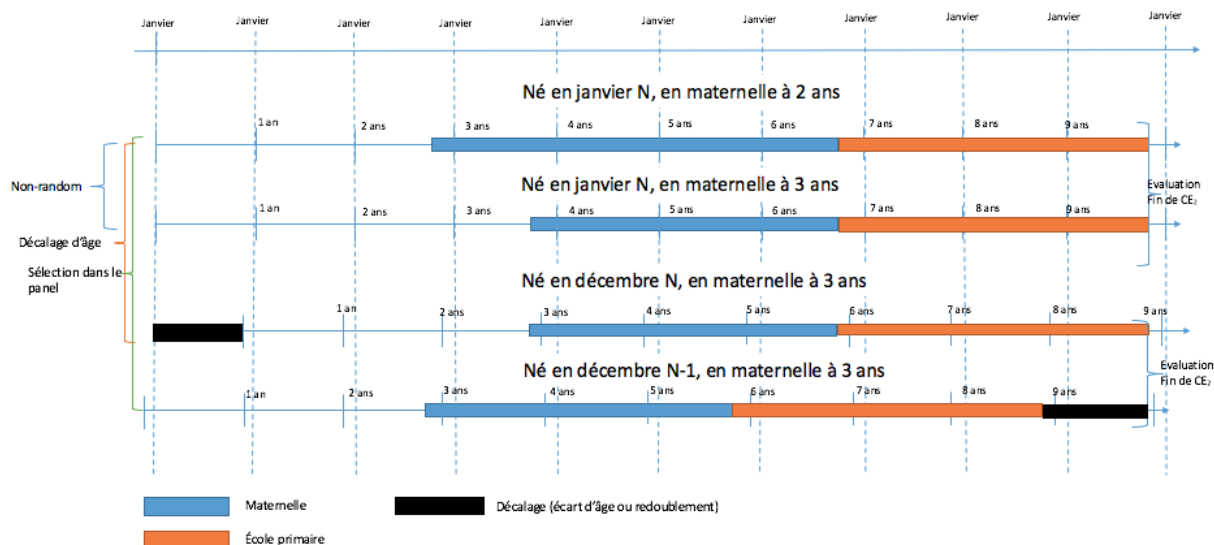


Sur le graphique 9, on représente les différentes sources de comparaison possibles dans les données du panel de façon à bien comprendre ce qui change dans les différentes situations.

Se restreindre à la génération 1996 ne ferait qu'empirer les choses car nous ne garderions alors que les élèves suffisamment « bons » pour être juste à l'heure, ce qui biaiserait nos résultats. Contrôler l'âge au test conduit également à des résultats biaisés puisque les élèves les plus âgés sont là car ils étaient en tendance plutôt « moins bons⁶⁸ ».

⁶⁸ Le redoublement à l'école primaire est largement destiné aux élèves en grande difficulté scolaire. Voir Heim A. et Steinmetz C. (2015), « Le redoublement en France et dans le monde », in *Lutter contre la difficulté scolaire : le redoublement et ses alternatives*, vol. 1 à 3 et synthèse, Conseil national d'évaluation du système scolaire (Cnesco), janvier.

Graphique 9
Schéma du décalage d'âge engendré par une entrée précoce



Lecture : Les sources de comparaison pour identifier l'effet de la maternelle à 2 ans sont représentées sous formes de frises chronologiques. En comparant la première et la deuxième frise, on a la comparaison idéal mais les raisons qui font qu'un élève né en janvier entre à 2 ans ou à 3 ans ne peuvent pas être parfaitement contrôlées et être liées à la réussite scolaire. En comparant avec les élèves nés en décembre de l'année N, on a une source de comparaison valide mais où s'ajoute à la durée de maternelle une différence d'âge (11 mois plus jeune) seulement partiellement contrôlée dans le modèle. La comparaison avec ceux nés en décembre l'année N-1 est la plus convaincante cependant, ces élèves sont d'une autre classe d'âge et doivent normalement être dans la classe supérieure. Ceux qui ne le sont pas ont redoublé, ce qui les rend plutôt atypiques.

Pour corriger ce problème, nous avons estimé un modèle en contraignant l'effet de l'âge au test⁶⁹ à un effet linéaire (Datar, 2006) sur les performances et en instrumentant cette variable par l'âge théorique des élèves, c'est-à-dire, l'âge en mois qu'ils devraient avoir s'ils n'étaient ni en avance ni en retard.

Cette variable est corrélée à l'âge au test et n'affecte pas *a priori* les résultats des élèves autrement que par l'effet sur l'âge réel, ce qui en fait un bon instrument potentiel.

On estime donc les équations suivantes par 2SLS:

$$A_i = \alpha_1 + \rho Z_i + X'_i \tau + \varepsilon_i$$

$$Y_i = \alpha_2 + \beta \hat{A}_i + X'_i \tau + \varepsilon_i$$

Où A_i est l'âge en mois de l'élève en mars de son année de 6^e et Z_i est l'âge théorique qu'il aurait dû avoir en mars de son année de 6^e⁷⁰. Le vecteur X contient les variables de contrôle habituelles : sexe de l'élève, rang dans la fratrie, nationalité, langue parlée à la maison, niveau de diplôme de ses parents, origine migratoire de ses parents, PCS du chef de famille, secteur de la maternelle (privé/public).

Les résidus de ces modèles sont la différence entre les performances des élèves et l'espérance conditionnelle de l'âge au test et des variables de contrôle. En suivant une

⁶⁹ Exprimé en mois, au mois de mars de l'année de 6^e.

⁷⁰ C'est-à-dire, s'il avait eu 11 ans en 2007, soit en étant né en 1996. La variable est donc construite suivant la formule $Z_i = (2008 - 1996) \times 12 + 3 - m_{nais}$, où m_{nais} est le mois de naissance.

nouvelle fois Lee et Lemieux (2010), on peut estimer l'effet de la durée de la maternelle sur les performances en utilisant ces résidus comme variable dépendante, ce qui contrôle indirectement l'effet des variables de l'âge au test et des autres caractéristiques. On procède ainsi de la même manière que pour la colonne 4 du tableau 2, à la différence près que les résidus sont obtenus cette fois après une 2SLS.

Ces résultats sont présentés dans le tableau 3.

Une fois pris en compte l'effet de l'âge au test sur les performances en 6^e et les autres caractéristiques observables des élèves, l'effet de l'allongement de la durée de la maternelle n'apparaît plus significatif nulle part et les coefficients estimés, bien qu'imprécis, sont souvent négatifs.

Ainsi, en corrigeant l'effet de l'âge au test en imposant un effet linéaire de l'âge sur les scores, et en identifiant cet effet par variable instrumentale, les effets d'un allongement de la maternelle ne sont plus détectables. Ce modèle, certes assez contraint, semble du moins montrer que l'effet positif précédemment identifié était causé par le décalage d'âge qu'induit un changement de durée de scolarité maternelle.

Tableau 3
Estimation par discontinuité de régression floue
après avoir tenu compte de l'effet de l'âge au test

Variable	FRD (1)	(SE)	Age au test	(SE)
	-0.059	(0.187)	0.045	(0.028)
	[45.5]			
Score IRT - LX3 2008 (SE)	-0.113	(0.197)	0.000	(0.032)
BW	[46.5]			
Score IRT - Lexis 2008 (SE)	-0.258	(0.187)	0.015	(0.030)
BW	[47.1]			
Score IRT - TPL 2008 (SE)	0.205	(0.237)	0.091**	(0.036)
BW	[44.1]			
Score IRT - LS 2008 (SE)	0.097	(0.222)	0.085**	(0.036)
BW	[48.3]			
Score IRT - maths 2008 (SE)	-0.068	(0.201)	0.062*	(0.033)
BW	[48.2]			
Score IRT - RCC 2008 (SE)	0.111	(0.206)	0.026	(0.032)
BW	[43.1]			
IRT efficacité scolaire (SE)	0.066	(0.192)	-0.022	(0.029)
BW	[40.8]			
IRT efficacité sociale (SE)	-0.090	(0.203)	-0.015	(0.029)
BW	[41.4]			

* p<.1 ** p<.05 *** p<.01 erreurs standards robustes entre parenthèses.

Le modèle (1) présente la différence moyenne sans tenir compte d'autres variables.

Le modèle (2) présente la différence moyenne de performance entre les élèves restés quatre ans en maternelle et les autres en appariant les élèves de chaque groupe sur leurs probabilités prédites à partir d'un vaste ensemble de caractéristiques observables : sexe de l'élève, mois de naissance, rang dans la fratrie, nationalité, langue parlée à la maison, niveau de diplôme de ses parents, origine migratoire de ses parents, PCS du chef de famille, secteur de la maternelle (privé/public), si le collège est en RAR et effet fixe par département où il est scolarisé au moment du test (i.e. en 6ème ou en 3ème).

Lecture : en 6ème, le score en mathématique des élèves restés moins de quatre ans en maternelle est de 0.063 et celui des élèves restés quatre ans en maternelle est d'1.7% d'un écart-type plus faible, mais cette différence n'est pas significative. Lorsqu'on apparie les élèves et que l'effet de leur différences observable est pris en compte, l'effet de l'allongement de la maternelle est estimé à -8.2% d'un écart-type.

4.4. Discussion

Si toutes les conditions semblent réunies pour adopter une approche par discontinuité de régression, l'interprétation que l'on peut donner de ces résultats reste délicate. Sans tenir compte des différences d'âge des élèves, on montre qu'en moyenne, un enfant qui peut entrer en maternelle à 2 ans parce qu'il est né en début d'année plutôt qu'en fin d'année a des performances meilleures en moyenne en 6^e que le même élève qui serait né quelques jours plus tôt et ne serait par conséquent resté que trois ans en maternelle.

Cependant, cet effet semble moins provenir de l'allongement de la maternelle que du décalage d'âge mécanique qu'il induit. À âge et autres caractéristiques constantes, l'effet moyen de l'allongement de la maternelle sur ces mêmes élèves n'est plus significatif.

Ce constat est moins un problème de validité de la méthode que d'interprétation pour guider les politiques publiques. L'identification provient de variations de probabilité de rester quatre ans en maternelle du fait de l'aléa de date de naissance qui bute sur les règles d'admission. En revanche, le phénomène à la source de l'effet estimé semble être le décalage d'âge et non la durée de scolarité maternelle.

Pour identifier un effet moins sensible à ce décalage, on propose une nouvelle stratégie exploitant les différences territoriales d'accès en maternelle à 2 ans comme source de variation.

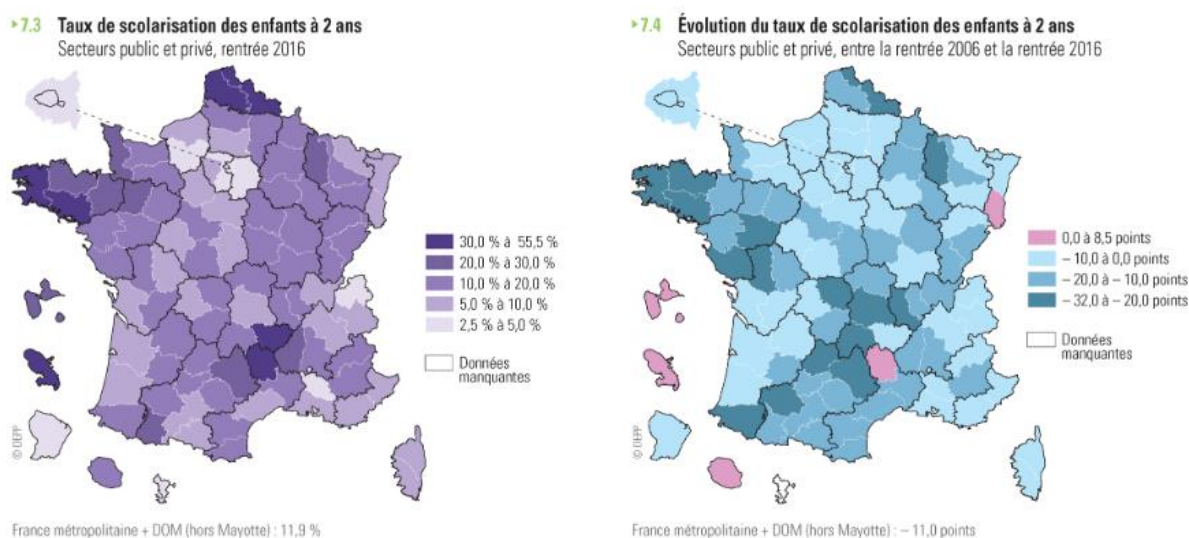
5. Une nouvelle analyse de l'effet de la scolarisation à 2 ans par variable instrumentale

5.1. Intuition

L'accès en maternelle à 2 ans est très variable d'un territoire à l'autre, pour des raisons diverses : démographie, capacité des établissements, disponibilité d'autres modes de gardes mais aussi et surtout volonté et coordination politiques entre les différentes institutions en charge des politiques d'accueil des jeunes enfants⁷¹. Il existe ainsi des inégalités territoriales fortes en la matière, mais également une certaine constance dans les départements qui accueillent relativement plus d'élèves de 2 ans.

Les cartes 1 montrent les taux de scolarisation à 2 ans par département à la rentrée 2016 et l'évolution depuis 2006. Elles montrent bien les différences entre départements et leurs évolutions. On peut apparier ces données par département aux données individuelles du panel 2007 de façon à associer à chaque élève entré en 6^e en 2007 les taux de scolarisation à 2 ans observés en 2006 et 2016 dans leur département de naissance.

Cartes 1
Écart de taux de scolarisation à 2 ans par département



Source : Géographie de l'école, fiche n°7.

Le graphique 10 illustre le lien entre les taux moyens d'élèves restés quatre ans en maternelle dans le panel 2007 par département de naissance et les taux de scolarisation à 2 ans dans ces départements en 2006.

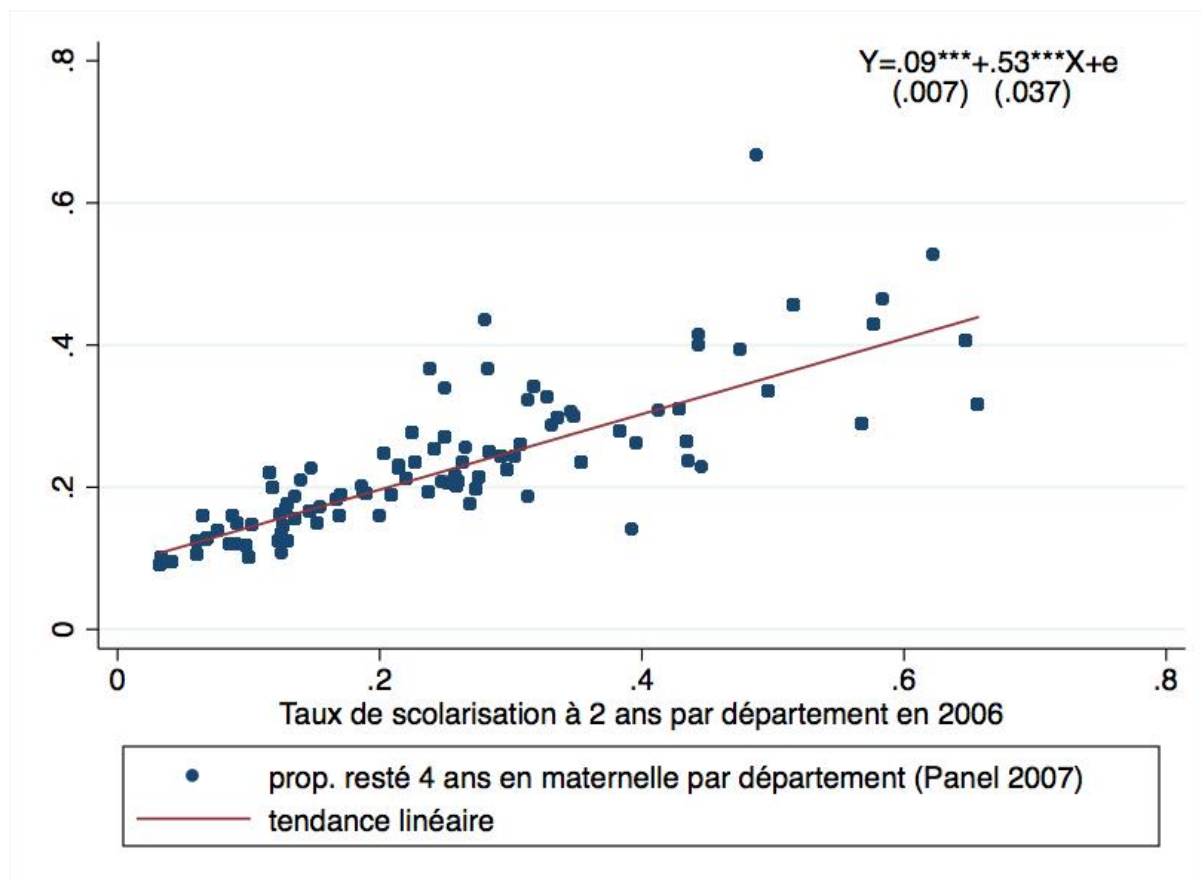
Sans grande surprise, ces taux sont fortement corrélés et le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 explique fortement la proportion d'élèves restés quatre ans en maternelle presque dix ans plus tôt. On capture ainsi une tendance à la scolarisation précoce dans le département qui peut servir comme moyen indirect pour mesurer l'effet d'un allongement de la durée de la maternelle.

L'utilisation d'une variable agrégée très postérieure aux données utilisées vise à capturer la tendance dans un département à accueillir plus ou moins d'enfants de 2 ans en maternelle

⁷¹ Leloup *et al.*, *op. cit.*

avec l'idée que même si, en général, l'accueil à 2 ans a fortement baissé dans la décennie 2000, les départements qui étaient alors les plus accueillants sont aussi en moyenne ceux qui continuent d'accepter plus d'enfants.

Graphique 10
Corrélation entre la probabilité d'être resté quatre ans en maternelle pour les élèves du panel 2007 et taux de scolarisation à 2 ans en 2006



Sources : Panel 2007 (MENESR-DEPP) et Géographie de l'école, fiche n° 7 ; calculs de l'auteur.

En outre, cette variable a l'avantage de satisfaire de façon assez crédible la condition d'exclusion qui impose que l'instrument ne doive pas avoir d'effet sur les variables d'intérêt autrement que par son effet à travers la probabilité d'être resté quatre ans en maternelle.

L'identification peut être comprise de la façon suivante : on compare des enfants très semblables mais nés dans des départements où il se trouve que, tendanciellement, il est plus ou moins facile d'entrer en maternelle à 2 ans. On observe alors que les enfants nés dans des départements où, dix ans plus tard, le taux de scolarisation à 2 ans est élevé ont une probabilité plus forte d'être restés quatre ans en maternelle.

Si la scolarisation précoce a un effet positif sur les performances des élèves, alors on devrait observer que les enfants nés dans les départements où le taux de scolarisation à 2 ans est plus fort, ont de meilleurs résultats.

Cette analyse pourrait être faussée si les départements où la scolarisation à 2 ans est tendanciellement plus élevée sont aussi ceux où les moyens sont plus importants, les

enseignants plus compétents, les écoles mieux dotées, les parents mieux éduqués, etc. Dans ce cas, l'instrument utilisé aurait un effet en soi sur les performances des élèves et ne respecterait plus les hypothèses conditionnant sa validité. Nous corrigeons ce problème par des effets fixes par département où l'élève est scolarisé en 6^e. Dès lors, si des enfants étudient dans un département où tendancielle les conditions sont plus favorables, il en est tenu compte. Pour renforcer cette analyse, on intègre également l'effet des caractéristiques des élèves et de la corrélation intra-département de naissance dans le calcul des erreurs standards.

L'instrument que nous utilisons est assez proche de la stratégie de Dumas et Lefranc (2010) et Goux et Maurin ; les premiers ont utilisé l'âge moyen d'entrée en maternelle dans le département comme instrument, les seconds le taux de scolarisation interagi avec le mois de naissance des élèves.

Plus formellement, en notant IV_{dn} l'instrument par département de naissance, d_n la durée de scolarité maternelle d'un élève i scolarisé dans le département j est modélisée par l'équation :

$$S_{ij} = \alpha_1 + X_i' \tau + IV_{dn} \gamma + \mu_j + \epsilon_{ij}$$

et les performances scolaires par l'équation :

$$Y_{ij} = \alpha_2 + \beta \hat{S}_i + X_i' \tau + \mu_j + \epsilon_{ij}$$

Ces équations sont estimées par 2SLS en ajustant les erreurs standards par département de naissance de façon à tenir compte de la corrélation intra-département de naissance liée au caractère agrégé de l'instrument.

5.2. Résultats

Le tableau 4 présente les résultats de ces estimations et teste la sensibilité des résultats à l'ajout de variables de contrôle. On constate tout d'abord que la vaste majorité des résultats n'est pas significative malgré la corrélation forte entre l'instrument et la probabilité d'être resté quatre ans en maternelle présentée dans la partie basse du tableau⁷². Lorsque l'on ajoute les effets fixes, la valeur des coefficients devient plus négative dans toutes les dimensions sans atteindre la significativité. Ensuite, la plupart des coefficients estimés sont négatifs et globalement peu sensibles à l'ajout de variables de contrôles. La seule compétence atteignant la significativité est le traitement de phrase lacunaire – pour lequel on observait déjà dans les estimations brutes une différence négative significative.

L'ajout des effets fixes par département où l'élève est scolarisé semble affecter plus fortement les résultats que les autres variables de contrôle. Ces dernières ne changent pas la magnitude des coefficients mais réduisent les erreurs standards en capturant une partie de la variance. En revanche, l'ajout des effets fixes non seulement modifie sensiblement les coefficients mais augmente aussi les erreurs standards. Ce phénomène est dû à la corrélation forte entre l'instrument et les effets fixes qui crée un problème de multicollinéarité. On privilégie toutefois cette spécification qui nous semble la plus sensée au regard des variables intégrées.

Les mesures non cognitives du sentiment d'auto-efficacité ont des résultats difficiles à interpréter. Suivant les spécifications, les coefficients perdent leur significativité, changent de signe etc. Les estimations pour ces variables n'apparaissent donc pas robustes.

⁷² Les statistiques de Fischer présentées en dessous indiquent que l'instrument est fort.

Lorsqu'on estime les mêmes modèles sur les compétences des élèves en 3^e, on constate cette fois que la scolarisation précoce affecte négativement et significativement deux des quatre mesures des capacités langagières des élèves. Les autres dimensions ne sont pas significativement affectées.

Bien que la plupart des estimations n'atteignent pas la significativité, les résultats semblent indiquer que si un effet existe, il serait plutôt négatif, et plus fort dans les dimensions liées au langage. Les erreurs standards sont larges, ce qui est en grande partie dû au fait que les instruments sont mesurés au niveau départemental et qu'on tient compte de la corrélation intra-département dans leur calcul. La puissance de nos estimations est alors considérablement réduite et l'effet minimal détectable beaucoup plus élevé. Les résultats par appariements fournissaient des estimations négatives et proches de ces estimations moins conclusives du fait d'un manque de précision.

Tableau 4
Effets de l'allongement de la maternelle sur les performances

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
Score global 6ème	-0.028 (0.383)	-0.235 (0.458)	-0.194 (0.252)	-0.168 (0.178)
Score IRT - LX3 2008	-0.227 (0.232)	-0.204 (0.268)	-0.162 (0.200)	0.023 (0.213)
Score IRT - Lexis 2008	-0.200 (0.343)	-0.424 (0.455)	-0.369 (0.286)	-0.320 (0.232)
Score IRT - TPL 2008	-0.226 (0.337)	-0.505 (0.482)	-0.473 (0.310)	-0.431 ** (0.217)
Score IRT - LS 2008	-0.165 (0.266)	-0.125 (0.375)	-0.078 (0.257)	-0.094 (0.215)
Score IRT - maths 2008	0.087 (0.327)	-0.162 (0.379)	-0.108 (0.217)	-0.025 (0.186)
Score IRT - RCC 2008	0.195 (0.220)	-0.325 (0.385)	-0.321 (0.284)	-0.236 (0.249)
IRT efficacité sociale	-0.247 ** (0.102)	0.038 (0.192)	0.054 (0.200)	0.159 (0.216)
IRT efficacité scolaire	-0.032 (0.082)	-0.119 (0.209)	-0.023 (0.160)	0.075 (0.179)
First stages				
Instrument	0.545 *** (0.048)	0.367 *** (0.051)	0.375 *** (0.045)	0.378 *** (0.043)
F-stats	124,2	55	76,3	87,6

* p<.1 ** p<.05 *** p<.01

Erreurs standards robustes entre parenthèses ajustée par département de naissance (cluster).

Notes : Les modèles sont estimés par double moindres carrés ordinaires où la variable « 4 ans en maternelle » est instrumentée par le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 par département de naissance.

Le modèle (1) n'intègre aucune variable de contrôle.

Le modèle (2) intègre les effets fixes par département où l'élève est scolarisé.

Le modèle (3) ajoute le mois de naissance et le diplôme de la mère.

Le modèle (4) intègre les mêmes variables que pour le matching sauf les effets fixes par départements de scolarisation en 6^e.

Les erreurs standards sont robustes et corrigent de la corrélation intra-département de naissance.

Tableau 5
Effets de l'allongement de la maternelle sur les performances
en 3ème estimés par variable instrumentale

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
Score IRT - LX3 3ème	-0.200 (0.237)	-0.392 (0.277)	-0.384 * (0.200)	-0.330 * (0.169)
Score IRT - Lexis 3ème	-0.256 (0.424)	-0.679 (0.488)	-0.663 ** (0.323)	-0.662 *** (0.253)
Score IRT - TPL 3ème	-0.011 (0.337)	-0.206 (0.381)	-0.198 (0.246)	-0.211 (0.169)
Score IRT - LS 3ème	0.114 (0.241)	-0.006 (0.210)	-0.004 (0.146)	0.010 (0.140)
Score IRT - Maths 3èm	0.302 (0.400)	-0.080 (0.424)	-0.045 (0.279)	-0.062 (0.224)
Score IRT - RCC 3ème	0.331 * (0.197)	-0.209 (0.263)	-0.211 (0.213)	-0.278 (0.198)
IRT efficacité sociale	-0.194 *** (0.065)	-0.096 (0.153)	-0.096 (0.160)	-0.023 (0.155)
	-0.000 (0.101)	-0.130 (0.256)	-0.108 (0.212)	-0.117 (0.186)
First stages				
Instrument	0.545 *** (0.048)	0.396 *** (0.052)	0.400 *** (0.046)	0.411 *** (0.043)
F-stats	124,2	77	96,6	107,8

* p<.1 ** p<.05 *** p<.01

Erreurs standards robustes entre parenthèses ajustée par département de naissance (cluster).

Notes: Les modèles sont estimés par double moindres carrés ordinaires où la variable "4 ans en maternelle" est instrumentée par le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 par département de naissance.

Le modèle (1) n'intègre aucune variable de contrôle.

Le modèle (2) intègre les effets fixes par département où l'élève est scolarisé.

Le modèle (3) ajoute le mois de naissance et le diplôme de la mère.

Le modèle (4) intègre les mêmes variables que pour le matching sauf les effets fixes par départements de scolarisation en 6^e.

Les erreurs standards sont robustes et corrigent de la corrélation intra-département de naissance.

5.3. Robustesse des estimations

De façon générale, les estimations que nous obtenons avec cette stratégie de variable instrumentale donnent des effets généralement négatifs et plutôt non-significatifs même s'il arrive que des spécifications le soient. Les résultats varient peu lorsqu'on ajoute des variables de contrôle.

Nous avons procédé à d'autres tests de robustesse pour conforter la stabilité de nos résultats à d'autres spécifications. En premier lieu, nous avons estimé l'ensemble des modèles en n'utilisant pas une variable binaire pour être resté quatre ans en maternelle comme variable dépendante, mais la durée de la maternelle en année. Il n'y a pratiquement aucune différence avec nos résultats principaux.

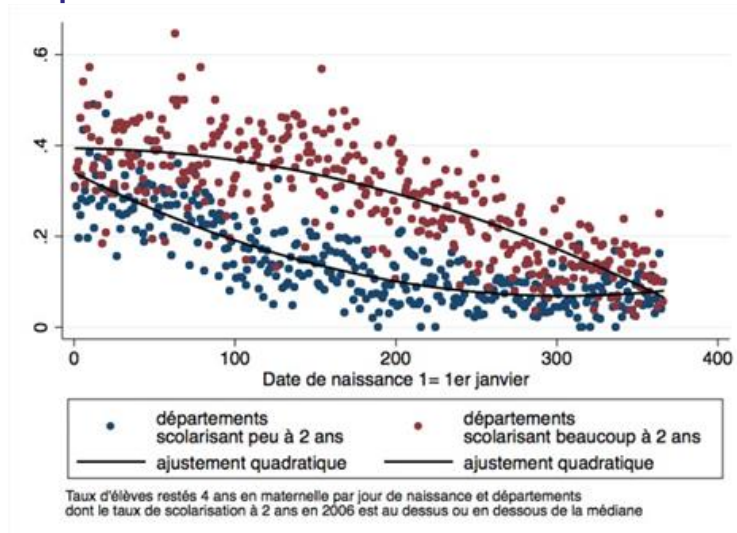
Ensuite, nous avons estimé nos modèles principaux en utilisant cette fois le taux de scolarisation à 2 ans du département de naissance des élèves en 2016.

En prenant des données encore plus lointaines, on s'assure un peu plus que l'instrument n'a pas d'effet sur les performances des élèves de la génération étudiée autrement qu'à travers l'accès en maternelle à 2 ans. Ces résultats présentés dans le tableau A2 (annexe 2) ne sont pas très différents de ceux que nous avons obtenus avec la mesure en 2006. Les résultats sont mêmes plus souvent significatifs.

Enfin, nous avons réalisé des estimations qui s'inspirent de l'analyse de Goux et Maurin (2010). Dans cet article, les auteurs ont constaté que les différences de scolarisation à 2 ans entre départements sont liées aux dates de naissance des élèves, et qu'en particulier le fait d'être dans un département qui scolarise davantage à 2 ans concerne plus les élèves nés en milieu d'année.

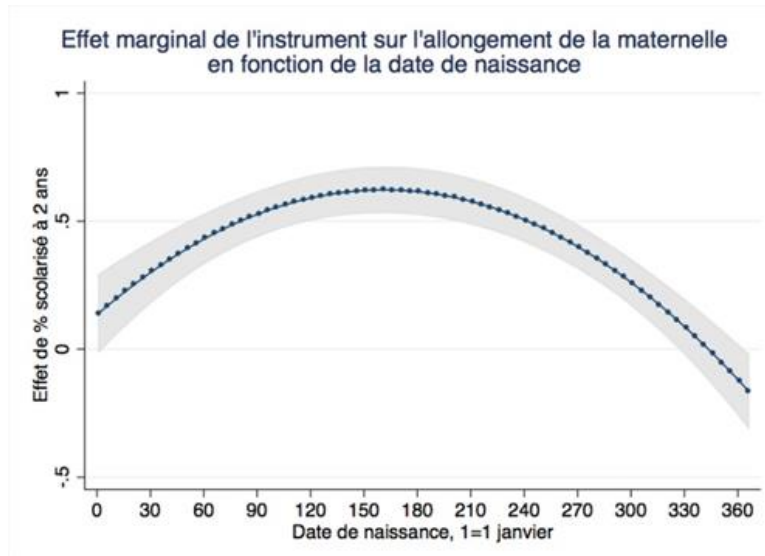
Ce phénomène s'observe bien dans le graphique 11 qui présente la proportion d'élèves restés quatre ans en moyenne en fonction de la date de naissance et séparés en deux groupes : ceux nés dans les départements dont le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 est supérieur à la médiane et les autres. On constate ainsi que l'écart entre les départements qui scolarisent beaucoup à 2 ans et les autres est plus fort pour les élèves nés en milieu d'année.

Graphique 11
Taux d'élèves restés quatre ans en maternelle par jour de naissance et département au dessus ou en dessous de la médiane



Note : Le graphique 12 présente le taux d'élèves du panel 2007 restés quatre ans en maternelle par jour de naissance pour deux sous populations : en rouge, les élèves nés dans les départements dont le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 est supérieur à la médiane, en bleu ceux dont le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 est inférieur à la médiane.

Graphique 12
Effet marginal du taux de scolarisation à 2 ans en 2006 sur la probabilité d'être resté 4 ans en maternelle en fonction de la date de naissance des élèves



Le graphique 13 présente l'effet marginal de la proportion d'élèves entrés à 2 ans en maternelle en 2006 par département de naissance sur la probabilité d'être resté quatre ans en maternelle pour les élèves du panel 2007. On l'obtient avec la commande *margins* de stata à partir du modèle 1st stage de l'équation 4 du tableau 6. L'intervalle de confiance est obtenu à partir d'erreurs standards calculées par la méthode Delta.

Pour suivre cette idée, nous faisons interagir un polynôme du second degré de la date de naissance avec le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 afin d'instrumenter la probabilité d'être resté quatre ans en maternelle. Le graphique 12 montre l'effet du taux de scolarisation

à 2 ans en 2006 par département de naissance sur la probabilité d'être resté en maternelle quatre ans pour les élèves du panel 2007, toutes choses égales par ailleurs. La concavité de l'interaction indique que les élèves nés en milieu d'année ont leur probabilité d'entrer en maternelle à 2 ans plus affectée par l'instrument que les élèves de début et fin d'année. Dit autrement, le fait d'être dans un département qui scolarise davantage à 2 ans impacte plus les élèves nés en milieu d'année.

Le tableau 6 présente les résultats des estimations inspirées des travaux de Goux et Maurin (2010)⁷³ que l'on compare avec le modèle principal dont les résultats sont présentés dans la première colonne.

De façon générale, les résultats sont qualitativement très semblables si on compare la première et la quatrième colonne. Les résultats utilisant l'instrument interagissent avec la date de naissance sont beaucoup plus précisément estimés et sont généralement significatifs. En magnitude, ils apparaissent légèrement plus élevés que ceux du modèle principal. Le gain de précision tient à la réduction de la corrélation intra-département où les élèves nés à des moments différents de l'année réagissent différemment à l'instrument.

Ces différentes variantes confirment l'effet plutôt délétère d'un allongement de la durée de la maternelle sur les performances des élèves au collège.

⁷³ Goux et Maurin, *op. cit.*

Tableau 6
Effets de l'allongement de la maternelle sur les performances en 6ème
en utilisant une stratégie inspirée de Goux et Maurin (2010)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	-0.168 (0.178)	-0.050 (0.333)	-0.187 (0.199)	-0.189** (0.088)
Score IRT - LX3 2008	0.023 (0.213)	-0.244 (0.196)	-0.269 (0.174)	-0.219 (0.133)
Score IRT - Lexis 2008	-0.320 (0.232)	-0.219 (0.294)	-0.357** (0.182)	-0.366*** (0.113)
Score IRT - TPL 2008	-0.431** (0.217)	-0.220 (0.297)	-0.304 (0.227)	-0.299** (0.132)
Score IRT - LS 2008	-0.094 (0.215)	-0.180 (0.234)	-0.188 (0.176)	-0.192 (0.134)
Score IRT - maths 2008	-0.025 (0.186)	0.028 (0.285)	-0.261 (0.171)	-0.250** (0.119)
Score IRT - RCC 2008	-0.236 (0.249)	0.164 (0.185)	-0.158 (0.175)	-0.163 (0.131)
IRT efficacité sociale	0.159 (0.216)	-0.207** (0.093)	0.069 (0.124)	0.105 (0.121)
IRT efficacité scolaire	0.075 (0.179)	-0.039 (0.070)	-0.078 (0.113)	0.028 (0.088)
First stage				
instrument	0.378*** (0.043)	0.172*** (0.069)	-0.004 (0.070)	-0.021 (0.071)
Instrument x dnais		0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
Instrument x dnais ² x 1000		-0.021*** (0.000)	-0.021*** (0.000)	-0.021*** (0.000)
dnais		-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.001)
dnais ² x 1000		0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)
F-stat	87,6	71,1	66,2	75
contrôles	Oui	Non	Non	Oui
Effets fixes	Oui	Non	Oui	Oui
Date de naissance	dummies mois	polynôme ordre 2, jour de naissance		
Instrument	% 2ans en 2006	instrument + interaction polynôme dnais		

* p<.1 ** p<.05 *** p<.01

Erreurs standards robustes entre parenthèses ajustées par département de naissance (cluster).

Notes :

Les modèles sont estimés par double moindres carrés ordinaires où la variable "4 ans en maternelle" est instrumentée par le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 par département de naissance pour la colonne (1), par le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 et son interaction avec un polynôme de degré 2 de la date exacte de naissance des élèves.

Le modèle (1) est la spécification principale de nos modèles placé ici pour comparer avec la méthode inspirée de Goux et Maurin (2010). Les trois autres modèles font interagir l'instrument avec un polynôme de second degré de la date de naissance.

Le modèle (2) intègre aucune variable de contrôle. Le modèle (3) intègre les mêmes variables que pour le matching sauf les effets fixes par département de scolarisation en 6ème, qui sont ajoutés dans le modèle (4).

5.4. Des effets de la maternelle à 2 ans différenciés selon l'origine sociale ?

Une partie importante de la littérature semble s'accorder sur le fait que les élèves d'origines sociales défavorisées semblent profiter davantage des interventions précoces et il sera intéressant de tester si les effets que l'on observe dans nos données ne dissimulent pas de l'hétérogénéité.

Pour répondre à cette question, on construit FAV_i , une variable binaire de statut social à partir de la CSP de la mère. On définit ainsi un élève comme socialement défavorisé si sa mère est ouvrière, au chômage ou inactive. Toutes les autres PCS sont classées comme non défavorisées.

Nous estimons alors par 2SLS les équations suivantes :

$$\begin{aligned} S_i &= \alpha_{1,\bar{f}} + \rho_{\bar{f},1} Z_i + \gamma_{\bar{f}} Fav_i + \rho_{f,1} Z_i \times Fav_i + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\tau}_1 + \varepsilon_{i,1} \\ S_i \times fav_i &= \alpha_{2,f} + \rho_{f,2} Z_i + \gamma_{f,2} Fav_i + \rho_{f,2} Z_i \times Fav_i + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\tau}_2 + \varepsilon_{i,2} \\ Y_i &= \alpha_3 + \gamma_3 Fav_i + \beta_f \widehat{S}_i + \beta_{\bar{f}} \widehat{Fav}_i \times S_i + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\tau}_3 + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Les paramètres d'intérêt sont les coefficients β_f et $\beta_{\bar{f}}$ qui mesurent l'effet différencié d'une maternelle plus longue sur les performances en fonction de l'origine sociale.

Les résultats sont présentés dans le tableau 7 pour la 6^e et la 3^e.

De la première et quatrième colonne, on note tout d'abord que les élèves défavorisés sont en moyenne plus faibles, de 5 % à 14 % d'un écart type en 6^e et en 3^e et que ces écarts évoluent peu en quatre ans.

En ce qui concerne l'effet de la maternelle à 2 ans, on constate d'abord que la quasi-totalité des effets ne sont pas significatifs en 6^e. Ils sont généralement négatifs et souvent davantage pour les élèves défavorisés. Cependant, l'imprécision autour des indicateurs ne permet pas de considérer les résultats comme différents pour les élèves favorisés ou défavorisés.

En 3^e, les effets significatifs concernent les mêmes variables que dans le tableau précédent ; l'effet maximal concerne la variable Lexis qui mesure la mémoire encyclopédique des élèves. Le fait d'être resté quatre ans en maternelle diminue cette compétence de 90 % d'un écart-type, toutes choses égales par ailleurs, ce qui est préoccupant d'autant qu'il s'agit de la seule mesure reflétant le programme scolaire.

Ces résultats indiquent que les élèves défavorisés ne bénéficient pas en moyenne d'une scolarisation maternelle plus précoce et plus longue. Au contraire, s'il y a un effet différencié, il semble être plutôt en leur défaveur, même si ces estimations ne permettent pas de conclure à une différence significative.

Tableau 7
Impact différencié d'un allongement de la maternelle
suyant l'origine sociale de l'élève

Variable	Impact d'être défavorisé	Effet 4ans en maternelle sur élèves favorisés	Effet 4ans en maternelle sur élèves défavorisés	Impact d'être défavorisé	Effet 4ans en maternelle sur élèves favorisés	Effet 4ans en maternelle sur élèves défavorisés
Score global 6ème	-0.131 *** (0.017)	-0.146 (0.092)	-0.320 ** (0.138)			
Score IRT - LX3 2008	-0.091 *** (0.022)	-0.169 (0.131)	-0.307 (0.209)	-0.099 *** (0.022)	-0.286 ** (0.121)	-0.244 (0.196)
Score IRT - Lexis 2008	-0.102 *** (0.020)	-0.304 *** (0.117)	-0.513 ** (0.212)	-0.133 *** (0.026)	-0.471 *** (0.132)	-0.920 *** (0.252)
Score IRT - TPL 2008	-0.113 *** (0.022)	-0.187 (0.138)	-0.418 * (0.236)	-0.131 *** (0.023)	-0.174 * (0.098)	-0.077 (0.180)
Score IRT - LS 2008	-0.095 *** (0.020)	-0.155 (0.137)	-0.238 (0.176)	-0.081 *** (0.017)	-0.040 (0.098)	-0.095 (0.150)
Score IRT - maths 2008	-0.138 *** (0.020)	-0.225 * (0.116)	-0.401 ** (0.167)	-0.136 *** (0.026)	-0.205 (0.151)	-0.337 (0.211)
Score IRT - RCC 2008	-0.053 ** (0.022)	-0.142 (0.140)	-0.273 (0.201)	-0.060 ** (0.026)	-0.289 ** (0.144)	-0.223 (0.181)
IRT efficacité scolaire	-0.061 *** (0.018)	0.056 (0.092)	-0.026 (0.136)	-0.024 (0.024)	-0.036 (0.103)	-0.370 (0.251)
IRT efficacité sociale	-0.086 *** (0.020)	0.148 (0.114)	0.018 (0.196)	0.002 (0.021)	0.025 (0.113)	-0.155 (0.157)
First stages						
		Maternelle 4 ans	Maternelle 4 ans x défavorisés		Maternelle 4 ans	Maternelle 4 ans x défavorisés
1st stages, variables						
Défavorisé		-0.121 *** (0.034)	0.276 *** (0.034)		-0.120 *** (0.034)	0.276 *** (0.034)
instrument		0.045 (0.097)	-0.018 * (0.009)		0.072 (0.095)	-0.014 (0.009)
instrument X jnais		-0.050 (0.124)	0.170 * (0.087)		-0.050 (0.124)	0.171 * (0.087)
instrument X jnais^2		0.007 *** (0.001)	-0.000 (0.000)		0.007 *** (0.001)	-0.000 (0.000)
défavorisé X instrument x jnais		-0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)		-0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)
défavorisé X instrument x jnais^2		-0.000 (0.002)	0.007 *** (0.001)		-0.000 (0.002)	0.007 *** (0.001)
défavorisé X instrument		0.000 (0.000)	-0.000 *** (0.000)		0.000 (0.000)	-0.000 *** (0.000)

* p<.1 ** p<.05 *** p<.01

Erreurs standards robustes entre parenthèses ajustées par département de naissance (cluster).

Notes :

Les modèles sont estimés par double moindres carrés ordinaires où la variable "4 ans en maternelle" et son interaction avec la variable de statut défavorisé sont instrumentées par le taux de scolarisation à 2 ans en 2006 par département de naissance et son interaction avec le statut défavorisé et un polynôme d'ordre 2 de la date. Le statut social (favorisé/défavorisé) est mesuré par la PCS de la mère (défavorisé=mère ouvrière, au chômage ou inactive).

Les modèles intègrent les variables de contrôles et les effets fixes par département de scolarisation.

Les erreurs standards des effets marginaux sont calculés par la méthode delta.

Conclusion

La scolarisation à 2 ans est aujourd'hui l'un des outils mis en avant pour lutter en amont contre les difficultés scolaires et les inégalités de réussite liées à l'origine sociale des élèves. En ce sens, elle s'intègre pleinement dans la démarche de l'investissement social à laquelle il est important d'ajouter une dimension évaluative rigoureuse. C'est ce que nous avons proposé dans ce travail en fournissant des mesures des impacts d'une scolarisation plus précoce et plus longue à partir des dernières données longitudinales disponibles en France.

Les comparaisons statistiques des élèves restés quatre ans en maternelle avec leurs pairs semblables restés trois ans montrent des différences significatives en défaveur des premiers. Mais ces comparaisons ne permettent probablement pas d'éliminer l'effet des différences inobservables. Pour y parvenir, nous avons tiré profit des différences d'accès en maternelle à 2 ans liées à la date de naissance. Les élèves qui, en raison de l'aléa de leur date de naissance, peuvent entrer plus tôt et rester plus longtemps en maternelle ont des performances significativement meilleures que leurs pairs qui n'ont pu y rester que trois ans du fait de leur date de naissance. À première vue, ces résultats encouragent la scolarisation précoce, mais il faut garder à l'esprit ce qu'identifie cette méthode, quel est le contrefactuel et comment celui-ci est reconstitué.

Dans ce cas précis, on compare des élèves nés à peu près aux mêmes moments et on contrôle en plus que des caractéristiques familiales ne viennent pas créer d'autres différences. Une partie de ces élèves, parce qu'ils sont nés en janvier et non en décembre, a la possibilité d'entrer l'année de leurs 2 ans et de rester plus longtemps en maternelle. Une partie des parents réagit à cette opportunité. L'identification tient à ces parents conciliants qui ajustent leurs stratégies éducatives en fonction des règles, et le contrefactuel est identifié à partir des enfants nés en fin d'année. La seule différence entre ces élèves est alors la durée de scolarité maternelle (puisqu'ils entrent au même moment) et l'avantage que ce prolongement apporte à ces élèves – plus âgés que les autres, ayant passé plus de temps à l'école – par rapport à des élèves plutôt moins âgés que les autres ayant passé trois ans à l'école. En effet, si ceux de janvier (entrant à 2 ans) et décembre (entrant l'année de leurs 3 ans) entrent en même temps à l'école, ceux de décembre entreraient plus tôt en CP et seraient relativement plus jeunes dans leur classe. Ceux de janvier resteraient une année de plus à l'école maternelle et conserveraient voire bénéficieraient davantage encore de leur séniorité par rapport aux autres élèves de leur génération. Les résultats indiquent un effet positif important d'un allongement de la durée de scolarité maternelle dans la plupart des dimensions cognitives testées.

La méthode d'évaluation d'impact mise en place ici ne sépare pas l'effet propre de la durée de la maternelle de l'impact du décalage d'âge mécanique qui en résulte.

Ces résultats peuvent alors sembler de portée réduite, mais ils ne sont pas sans implication pour les politiques publiques. Alors qu'il existe de fortes inégalités scolaires liées au mois de naissance, le fait de pouvoir entrer en maternelle plus tôt semble, d'après nos résultats, amplifier ce phénomène.

Nous avons mis en place une stratégie pour séparer l'âge au test et l'effet de l'allongement de la maternelle en imposant un effet âge linéaire qui s'avère positif et significatif. Une fois cet effet pris en compte, l'impact de l'allongement de la maternelle à 2 ans disparaît complètement et les coefficients estimés apparaissent tous négatifs bien que non significatifs.

Aussi, si cette modélisation est correcte, le bénéfice décrit précédemment est en fait uniquement dû au décalage d'âge ainsi causé et l'effet propre de la maternelle à 2 ans est quant à lui nul voir négatif.

Nous avons voulu poursuivre l'analyse en adoptant une méthode moins sensible aux décalages d'âges.

Pour cela, nous avons tiré profit de l'existence d'inégalités de scolarisation à 2 ans entre départements en utilisant des données mesurant le taux de scolarisation dix ans plus tard. Les taux de scolarisation à 2 ans en 2006 et 2016 dans un département donné prédisent bien la probabilité qu'un élève qui y est né et qui est entré en 6^e en 2007 soit resté quatre ans en maternelle. En tenant compte des spécificités des départements dans lesquels les élèves étudient et de leurs caractéristiques sociodémographiques, il n'y a pas de raison pour que le taux de scolarité à 2 ans dans le département de naissance des élèves dix ans après ait un effet sur leurs performances autrement qu'à travers l'effet sur la scolarisation à 2 ans. On utilise alors cette mesure comme variable instrumentale.

Les résultats de ces analyses aboutissent à des effets souvent non significatifs mais généralement négatifs de la scolarisation précoce sur les compétences des élèves mesurées en début et en fin de collège.

Dans cette configuration, le contrefactuel est identifié à partir d'enfants nés au même moment dans un département voisin où il est plus ou moins facile d'entrer à 2 ans en tendance. Les estimations qui par ailleurs lient le taux de scolarisation à 2 ans à la date de naissance favorisent l'identification en permettant une réaction différente des élèves à l'instrument suivant leur date de naissance. Les effets sont alors plus généralement négatifs et significatifs.

Pour comprendre et interpréter ce résultat qui va plutôt à l'encontre de la littérature en France sur le sujet, il faut sérieusement se demander ce qui constitue une alternative à la scolarisation à 2 ans. Que serait-il arrivé à ces élèves s'ils étaient entrés à l'école un an plus tard ?

Une partie d'entre eux aurait été gardée en crèche, en garderie – dans d'autres modes d'accueil collectifs ; d'autres auraient eu une nounou, une assistante maternelle, auraient été gardés par leurs grands-parents. D'autres encore auraient passé plus de temps avec leurs parents et en particulier leur mère etc. En quelles proportions ? Nos données ne nous permettent pas d'y répondre mais seulement de dire que le mélange de toutes ces solutions alternatives apparaît profiter davantage aux élèves que la maternelle à 2 ans, notamment dans les compétences liées au langage.

Plusieurs études rapportent qu'être gardé par ses grands-parents améliore le vocabulaire des enfants mais les rend aussi moins prêts pour l'école⁷⁴. Une partie importante des enfants non scolarisés à 2 ans expérimentant un mode de garde informel, elle peut alors bénéficier de cet arrangement dans certaines dimensions comme le langage. D'un autre côté, si les enfants sont dans des modes d'accueil de qualité, une partie de la littérature montre que par rapport à une garde parentale ou informelle, un mode de garde de qualité favorise le développement du langage⁷⁵, mais d'autres études⁷⁶ suggèrent que l'accueil des enfants

⁷⁴ Hansen C. et Hawkes D. (2009), "Early childcare and child development", *Journal of Social Policy*, 38(2), p. 211-239.

⁷⁵ Ramey Craig T. et Ramey S. L. (2004), "Early learning and school readiness: Can early intervention make a difference?", *Merrill-Palmer Quarterly*, 50(4), p. 471-491.

dans des modes de garde collectifs (dont la maternelle) peut affecter négativement la maîtrise du vocabulaire, les compétences sociales et comportementales, voire augmenter l'anxiété et les comportements agressifs.

Il faut également mettre ces résultats en perspective avec les évolutions récentes de l'accueil des jeunes enfants en maternelle. Les données que nous utilisons concernent des élèves pour la plupart nés entre 1995 et 1997 et donc entrés en maternelle entre 1997 et 2000. À cette époque, il n'y avait pas de dispositifs particuliers pour l'accueil des tous petits en maternelle et la qualité d'aujourd'hui n'a sans doute plus grand-chose à voir avec l'expérience de ces élèves. Néanmoins, le récent rapport de Leloup *et al.* (2017) précise bien que la majorité des élèves scolarisés à 2 ans sont placés dans des classes multi-âge sans dispositions particulières. La formation des enseignants et surtout des inspecteurs et formateurs est fortement remise en cause par les auteurs ce qui renforce l'idée que nos résultats puissent garder une certaine validité aujourd'hui.

Le présent travail ne prône certainement pas de rejeter en bloc l'accueil des élèves à 2 ans. Il invite plutôt à penser les actions à mener et les spécificités à prendre en compte pour que l'expérience à l'école soit plus enrichissante que ses alternatives, si, du moins, on a fait le choix de poursuivre une politique d'accueil des jeunes enfants. Cette dernière doit être pensée sous l'angle du développement de l'enfant, et du rôle positif que joue celui-ci dans la réduction des inégalités hommes/femmes *via* l'incidence sur l'activité des mères d'un mode de garde formel et sécurisé.

⁷⁶ Boca D.D. (2015), *Childcare choices and child development*, Technical report, 134, IZA World of Labor.

Annexe 1

Tableau A1 - Modélisation de la probabilité d'être entré en maternelle à 2 ans et probabilité d'être né en janvier plutôt qu'en décembre

		Pr(maternelle à 2 ans) effet marginé (SE)		Pr(né en janvier) effet marginé (SE)	
Origine géographique ref: 2 parents français	mixte 1 parent français	-0.002	(0.008)	0.028	(0.023)
	mixte 2 parents étrangers	-0.010	(0.020)	0.117**	(0.056)
	Europe	-0.051**	(0.022)	0.063	(0.083)
	Moyen Orient	0.002	(0.026)	0.024	(0.080)
	Maghreb	0.048***	(0.017)	0.008	(0.048)
	Afrique hors Maghreb	-0.006	(0.022)	-0.050	(0.054)
	Continent américain	-0.124***	(0.037)	-0.024	(0.118)
Asie	-0.091***	(0.024)	0.033	(0.087)	
Education prioritaire	RAR	0.020**	(0.010)	-0.004	(0.027)
nombre de frères et sœur plus âgés	1	0.011**	(0.005)	0.004	(0.016)
	2	0.024***	(0.007)	0.034	(0.022)
	3	0.039***	(0.012)	-0.029	(0.034)
	4	0.023	(0.019)	0.012	(0.057)
	5	0.017	(0.021)	-0.017	(0.061)
sexe	filles	0.021***	(0.005)	-0.013	(0.014)
éducation de la mère ref: bac	inconnue	-0.047***	(0.013)	0.003	(0.038)
	primaire	-0.026**	(0.010)	0.012	(0.031)
	collège	-0.016*	(0.009)	0.027	(0.028)
	niveau bac pro	-0.023***	(0.007)	0.014	(0.023)
	supérieur court	-0.007	(0.009)	0.004	(0.026)
	supérieur long	-0.001	(0.011)	-0.037	(0.033)
éducation du père ref: bac	inconnue	0.006	(0.012)	-0.015	(0.034)
	primaire	0.000	(0.011)	-0.006	(0.034)
	collège	-0.006	(0.010)	0.016	(0.031)
	niveau bac pro	-0.011	(0.008)	0.010	(0.025)
	supérieur court	-0.007	(0.010)	0.008	(0.032)
	supérieur long	-0.004	(0.011)	0.008	(0.033)
PCS chef de famille ref: employé	Agriculteur	-0.017	(0.018)	-0.046	(0.058)
	Commerçants artisans etc.	-0.017*	(0.010)	-0.014	(0.030)
	cadres, profession libérale	-0.051***	(0.010)	-0.005	(0.030)
	position intermédiaire	-0.015*	(0.009)	0.008	(0.027)
	ouvrier	0.007	(0.008)	0.002	(0.023)
	chômage ou inactif	-0.058**	(0.023)	0.080	(0.072)
	profs et scientifiques	-0.019	(0.017)	-0.042	(0.053)
Nationalité	Etrangère	-0.025	(0.020)	0.007	(0.057)
PCS de la mère ref: employé	Agriculteur	-0.011	(0.027)	0.105	(0.079)
	Commerçants artisans etc.	0.009	(0.013)	0.051	(0.042)
	cadres, profession libérale	-0.018*	(0.010)	0.001	(0.034)
	position intermédiaire	0.003	(0.007)	0.010	(0.023)
	ouvrier	0.012	(0.009)	0.016	(0.026)
	chômage ou inactif	0.007	(0.012)	-0.017	(0.034)
	profs et scientifiques	0.044***	(0.014)	-0.010	(0.040)
langue parlée à la maison (ref: français)	autre langue	-0.113***	(0.027)	-0.003	(0.102)
	2 langues	-0.020**	(0.008)	0.038	(0.024)
	Non réponse	-0.001	(0.010)	0.031	(0.031)
secteur maternelle	public et privé	0.060***	(0.008)	0.021	(0.024)
	privé	0.101***	(0.013)	0.060*	(0.035)
mois de naissance réf : décembre	Juillet	0.098***	(0.009)		
	Août	0.082***	(0.010)		
	Septembre	0.039***	(0.009)		
	Octobre	0.011	(0.008)		
	Novembre	0.004	(0.008)		
	Janvier	0.310***	(0.012)		
	Février	0.266***	(0.012)		
	Mars	0.246***	(0.011)		
	Avril	0.171***	(0.011)		
	Mai	0.173***	(0.011)		
	Juin	0.148***	(0.010)		
	Observations	28108		4978	
Chi2			35.83		
p-value			0.8825		

*p < 0.1, ** p < 0.05, ***p < 0.01.

Erreurs standards entre parenthèses calculées par la méthode delta.

Sources : panel 2007, effets marginaux obtenus après un probit.

Annexe 2

Tableau A2 – Modèle sur données en 6ème utilisant le taux de scolarisation à 2 ans en 2016 comme variable instrumentale

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
Score global 6ème	-0.506 (0.330)	-0.281 (0.217)	-0.230 (0.150)	-0.320 (0.237)
Score IRT - LX3 2008	-0.443 ** (0.196)	-0.289 * (0.157)	-0.134 (0.162)	-0.001 (0.233)
Score IRT - Lexis 2008	-0.595 * (0.315)	-0.369 * (0.220)	-0.400 ** (0.166)	-0.457 (0.292)
Score IRT - TPL 2008	-0.628 ** (0.303)	-0.415 ** (0.189)	-0.325 ** (0.130)	-0.492 ** (0.246)
Score IRT - LS 2008	-0.440 * (0.249)	-0.252 (0.177)	-0.160 (0.144)	-0.204 (0.251)
Score IRT - maths 2008	-0.386 (0.317)	-0.153 (0.201)	-0.069 (0.145)	-0.303 (0.268)
Score IRT - RCC 2008	-0.111 (0.208)	-0.002 (0.167)	-0.023 (0.117)	-0.408 (0.357)
IRT efficacité sociale	-0.427 *** (0.107)	-0.399 *** (0.098)	-0.227 *** (0.082)	0.163 (0.234)
IRT efficacité scolaire	-0.099 (0.092)	0.011 (0.066)	0.236 *** (0.091)	0.035 (0.192)
First stages				
Instrument	0.849 *** (0.082)	0.850 *** (0.079)	0.855 *** (0.078)	0.552 *** (0.058)
F-stats	124,4	131	137,4	120,4

* p<.1 ** p<.05 *** p<.01

Erreurs standards robustes entre parenthèses ajustée par département de naissance (cluster).}

Notes :

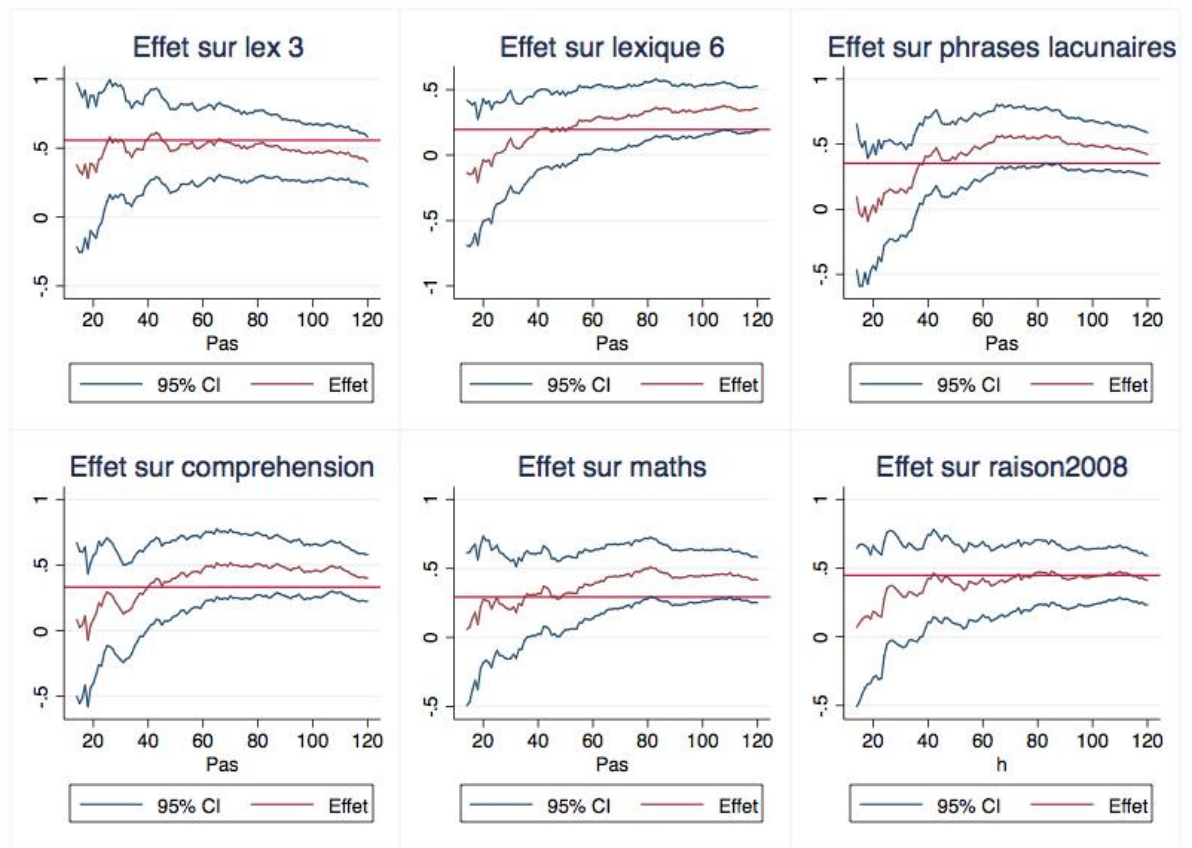
Les modèles sont estimés par double moindres carrés ordinaires où la variable "4 ans en maternelle" est instrumentée par le taux de scolarisation à 2 ans en 2016 par département de naissance.

Le modèle (1) n'intègre aucune variable de contrôle. Le modèle (2) intègre le mois de naissance et le diplôme de la mère. Le modèle (3) intègre les mêmes variables que pour le matching sauf les effets fixes par départements de scolarisation en 6ème, qui sont ajoutés dans le modèle (4).

Les erreurs standards sont robustes et corrigent de la corrélation intra-département de naissance.

Annexe 3

Graphique A1 : Estimations de l'effet de la maternelle à 2 ans sur les performances en 6e estimé à différents pas du seuil du 31/12 de l'année de naissance.



Lecture : les courbes rouges représentent les estimations de l'effet de la maternelle à 2 ans par discontinuité floue en élargissant la fenêtre d'observation autour de la discontinuité, passant de 15 jours autour du 31/12 à 120 jours. Les courbes bleues représentent l'intervalle de confiance à 95%. La ligne rouge représente l'estimation au pas « optimal ».

RETROUVEZ
LES DERNIÈRES ACTUALITÉS
DE FRANCE STRATÉGIE SUR :



www.strategie.gouv.fr



[francestrategie](https://www.facebook.com/francestrategie)



[@Strategie_Gouv](https://twitter.com/Strategie_Gouv)



FRANCE STRATÉGIE

France Stratégie, laboratoire d'idées public, a pour mission d'éclairer les choix collectifs. Son action repose sur quatre métiers : évaluer les politiques publiques ; anticiper les mutations à venir dans les domaines économiques, sociétaux ou techniques ; débattre avec les experts et les acteurs français et internationaux ; proposer des recommandations aux pouvoirs publics nationaux, territoriaux et européens. Pour enrichir ses analyses et affiner ses propositions France Stratégie s'attache à dialoguer avec les partenaires sociaux et la société civile. France Stratégie mise sur la transversalité en animant un réseau de sept organismes aux compétences spécialisées.