

Le mois de naissance influence-t-il les trajectoires scolaires et professionnelles? Une évaluation sur données françaises*

Julien Grenet
(PSE)

Octobre 2008

Résumé

Cet article propose d'évaluer de manière systématique l'impact du mois de naissance sur les trajectoires scolaires et professionnelles en France, en mobilisant un grand nombre de sources statistiques permettant de suivre les individus tout au long de leur parcours éducatif ainsi qu'à l'âge adulte. Le principal enseignement de ce travail est que les écarts de performances liés aux différences d'âge sont plus importants et persistent davantage que ne le laissent entendre les études françaises sur ce sujet. Nos estimations indiquent que les écarts de performances liés aux différences d'âge sont particulièrement forts à l'entrée en primaire et tendent à diminuer ensuite, mais persistent au moins jusqu'à la fin du collège : en CP, les élèves nés en fin d'année obtiennent en moyenne des scores inférieurs de 60 à 70 % d'un écart-type à ceux de leurs camarades nés en janvier ; lorsqu'ils passent les épreuves du Brevet, l'écart reste significatif et égal à 10 à 15 % d'un écart-type. Notre étude révèle surtout que dans le contexte institutionnel français, le mois de naissance affecte durablement les trajectoires scolaires des individus, en augmentant non seulement leur probabilité de redoubler, mais également leur probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle après le collège. Nous montrons cependant qu'en dépit de cette différenciation des trajectoires scolaires en fonction du mois de naissance, les individus nés en fin d'années ne paraissent pas fortement pénalisés dans leur vie professionnelle par rapport aux individus nés en début d'année : leur situation d'emploi n'est pas significativement différente et l'écart de rémunération séparant les salariés nés en décembre des salariés nés en janvier est compris entre 1,5 et 3 %. Nous interprétons ces faibles écarts salariaux, qui proviennent en grande partie de l'entrée plus tardive sur le marché du travail des personnes nées en fin d'année, comme la conséquence du fait que le mois de naissance influence moins le niveau de diplôme que le type de formation suivie.

*Contact: École d'Économie de Paris, Bureau B030, 48 bd Jourdan, 75014 Paris, France. E-mail: julien.grenet(at)ens.fr. Je tiens à remercier Françoise (Euvrard et Fabienne Rosenwald de la Direction des Études, de la Performance et de la prospective du ministère de l'Éducation nationale, ainsi que Alexandre Kych et Roxanne Silbermann du centre Maurice Halbwachs grâce pour m'avoir fourni les données nécessaires à cette étude.

1 Introduction

Phénomène longtemps méconnu, l'impact économique de la date de naissance est devenu un thème de recherche particulièrement actif depuis les travaux pionniers d'Angrist et Krueger (1991) qui ont pour la première fois mis en évidence l'existence d'une relation entre mois de naissance, niveau d'éducation et salaires aux États-Unis. Les recherches empiriques consacrées à ce sujet ont montré que selon leur mois de naissance, les individus n'ont pas le même destin scolaire et professionnel. Pour étonnante qu'elle puisse paraître au premier abord, cette constatation trouve son explication dans une série de facteurs qui renvoient tout autant aux effets de l'âge sur le développement intellectuel des élèves qu'aux spécificités institutionnelles des systèmes éducatifs.

1.1 Les effets potentiels du mois de naissance

Les études qui se sont intéressées à l'impact de la date de naissance sur le destin scolaire et professionnel des individus ont montré que les effets de cette variable étaient susceptibles de transiter par cinq canaux distincts.

Effet de l'âge d'entrée à l'école. Dans la plupart des pays, les élèves sont supposés entrer à l'école élémentaire soit au mois de septembre de l'année civile au cours de laquelle il vont avoir l'âge requis¹ (cas de la France, où l'âge d'entrée à l'école est fixé à 6 ans), soit au mois de septembre de l'année scolaire au cours de laquelle ils vont avoir l'âge requis² (cas notamment des pays anglo-saxons). Par conséquent, selon leur date de naissance, les enfants ne commencent pas tous l'école au même âge, l'écart d'âge d'entrée à l'école pouvant en théorie aller jusqu'à 11 mois. Si l'âge auquel on entre à l'école influence le degré de préparation pour les études, il est possible que ce facteur influence durablement la réussite scolaire.

Effet de l'âge absolu. Dans la mesure où les épreuves d'évaluation ont lieu à la même date pour tous les élèves, ceux qui sont nés en fin d'année sont plus jeunes lorsqu'ils les passent que ceux qui leurs camarades nés en début d'année. On peut donc supposer que leur maturité intellectuelle est moins développée que celle des élèves plus âgés, ce qui risque d'affecter négativement leurs résultats.

Effet de l'âge relatif. Le handicap subi par les élèves nés en fin d'année pourrait s'expliquer non seulement pas le fait qu'il sont plus jeunes au moment des évaluations

1. Ce qui signifie qu'une cohorte scolaire comprend l'ensemble des élèves nés entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre d'une même année civile.

2. Au Royaume-Uni, les enfants entrent à l'école s'ils vont avoir 5 ans au cours de l'année scolaire, si bien qu'une cohorte scolaire comprend l'ensemble des élèves nés entre le 1^{er} septembre de l'année n et le 31 août de l'année $n + 1$.

(effet d'âge absolu), mais également parce qu'ils sont les plus jeunes dans leur classe (en termes relatifs), cette forme d'« infériorité » pouvant pénaliser leur capacité d'apprentissage et leurs performances.

Effet de la durée des études. Un certain nombre de caractéristiques institutionnelles sont susceptibles de modifier la durée des études en fonction du mois de naissance. Un premier facteur tient à l'existence dans certains pays de rentrées décalées en fonction du mois de naissance : au Royaume-Uni, par exemple, certaines académies (*Local Education Authorities*) prévoient deux ou trois points d'entrée à l'école selon la date de naissance des enfants. En général, les élèves les plus jeunes au sein de leur cohorte scolaire commencent l'école plus tôt (au premier semestre) que ceux qui sont les plus vieux et qui commencent au second ou au troisième trimestre. Le phénomène des rentrées décalées implique que les élèves nés en fin d'année ont passé moins de temps à l'école que leurs camarades nés en début d'année. Un second facteur institutionnel tend à avoir l'effet opposé : dans les pays qui autorisent les élèves à quitter l'école à la date à laquelle ils atteignent l'âge légal de fin d'études (16 ans en France), les élèves les plus jeunes dans leur cohorte scolaire doivent rester en moyenne plus longtemps à l'école que leur camarades plus âgés.

Effet des trajectoires scolaires différenciées. Les élèves nés en fin d'année ont tendance à redoubler davantage que ceux qui sont nés en début d'année. La date de naissance des individus peut également peser sur leur orientation scolaire, si les élèves les plus jeunes dans leur cohorte scolaire ont davantage tendance à être orientés vers des études plus courtes que les autres.

Ces différents effets sont dus tantôt à des facteurs ponctuels (l'orientation, l'obligation scolaire), tantôt à des facteurs permanents (les différences d'âge). Par ailleurs, il ne s'exercent pas *a priori* avec la même intensité tout au long du parcours scolaire : ainsi, on peut raisonnablement supposer que les effets d'âge absolu et d'âge relatif tendent à diminuer à mesure que le nombre de mois qui séparent les élèves les plus jeunes des élèves les plus vieux au sein d'une même classe devient négligeable par rapport à leur durée de vie écoulée. Il faut noter enfin que les inégalités scolaires engendrées par ces facteurs sont susceptibles d'affecter durablement le destin professionnel des individus.

1.2 Difficultés méthodologiques

Si les effets potentiels du mois de naissance sur les trajectoires scolaires et professionnelles sont bien identifiés, leur quantification pose d'importantes difficultés méthodologiques.

Démêler les différents effets. Le principal obstacle tient à la difficulté d'estimer séparément les différents effets mentionnés précédemment. Lorsqu'on cherche à évaluer l'impact du mois de naissance sur les performances des élèves en cours de scolarité, les effets de l'âge d'entrée à l'école ne peuvent pas être en général distingués des effets de l'âge absolu de passage des évaluations d'une part, et des effets d'âge relatif d'autre part, dans la mesure où ces trois variables sont parfaitement colinéaires : les élèves nés en fin d'année sont à la fois moins âgés lorsqu'ils rentrent à l'école, sont plus jeunes en termes absolus lorsqu'ils passent les évaluations et sont plus jeunes en termes relatifs par rapport à leurs camarades de classe. Déterminer la part qui revient aux différents effets du mois de naissance dans le destin professionnel des individus est encore plus délicat, dans la mesure où aux effets de maturité peuvent s'être ajoutés les effets de la durée des études et des trajectoires scolaires différenciées.

Biais de sélection. Une seconde difficulté méthodologique tient aux biais de sélection associés au mois de naissance.

Un premier biais de sélection provient du fait que tous les élèves n'entrent pas à l'école à l'âge théorique. Certains parents choisissent de retarder d'un ou deux ans l'inscription de leur enfant en première année d'école primaire, alors que d'autres au contraire choisissent de les inscrire avec un an d'avance. Or le fait de ne pas entrer à l'école à l'âge normal est fortement corrélé avec le mois de naissance : les enfants qui entrent à l'école avec un an d'avance ont plus souvent tendance à être nés en début d'année alors que ceux qui entrent en retard sont plus souvent nés en fin d'année. Il paraît en effet plus raisonnable d'inscrire son enfant en avance si celui-ci n'a pas une trop grande différence d'âge par rapport à ses camarades de classe ; à l'inverse, le choix d'une inscription différée peut s'expliquer par la volonté de certains parents d'éviter à leur enfant né en fin d'année de se retrouver parmi les plus jeunes de sa classe. Ce phénomène tend à réduire l'écart d'âge réel qui sépare les enfants d'une même classe par rapport à l'écart d'âge théorique lié uniquement au mois de naissance. Le fait que les élèves nés en janvier tendent à entrer un peu plus tôt à l'école et les élèves nés en décembre un peu plus tard implique qu'en moyenne, la différence entre l'âge moyen de ces deux groupes d'élèves est inférieure à 11 mois. Dans ces conditions, régresser les scores individuels sur le mois de naissance tendra à sous-estimer l'effet réel de l'âge sur les performances scolaires.

Un second biais de sélection est lié au fait que les élèves nés en fin d'année ont une plus forte probabilité de redoubler que les élèves nés en début d'année. La conséquence de ce phénomène est que dans une classe donnée, le mois de naissance est fortement corrélé avec la probabilité d'être à l'âge normal. Si l'on se contente de régresser les scores obtenus par les élèves qui n'ont pas redoublé sur leur mois de naissance, on risque donc de fortement sous-évaluer l'impact de l'âge sur les

performances scolaires, les élèves les plus jeunes dans la classe ayant tendance à être « sur-sélectionnés » par rapport à leurs camarades nés en début d'année. Le fait de prendre en compte tous les élèves, qu'ils aient redoublé ou non, ne résout que partiellement cette difficulté, dans la mesure où les différences d'âges réelles séparant les élèves d'une même classe seront alors plus faibles que les différences d'âge théoriques liées au mois de naissance³, ce qui induit le même type de sous-estimation des effets de l'âge sur les performances scolaires que le biais lié à l'âge d'entrée à l'école. Ce problème est encore plus prononcé lorsque les élèves ne suivent plus le même cursus éducatif. En effet, si le mois de naissance influence l'orientation scolaire, les effets mesurés au-delà du cursus général sont potentiellement biaisés par le fait qu'en fonction de leur date de naissance, tous les élèves n'ont pas la même probabilité d'être scolarisés dans une filière donnée.

Biais d'endogénéité. Compte-tenu des biais de sélection mentionnés précédemment, il peut sembler préférable d'estimer les effets de l'âge sur les performances scolaires en utilisant non pas le mois de naissance des élèves, mais directement leur âge absolu (en mois) au moment du passage des évaluations. Cette stratégie d'estimation se heurte néanmoins au fait que l'âge auquel on mesure les performances scolaires des élèves est endogène, ce qui signifie qu'il est corrélé avec un certain nombre de caractéristiques individuelles inobservables qui peuvent influencer les performances des élèves indépendamment de leur âge.

Un premier biais d'endogénéité provient du fait que l'âge auquel les élèves passent les évaluations varie selon qu'ils ont commencé l'école à l'âge normal ou non. Un élève qui est entré en CP à l'âge de 5 ans passera les épreuves de CP un an plus jeune que ses camarades qui sont nés le même mois mais sont entrés à l'âge normal. Or le fait de ne pas entrer à l'école à l'âge normal est *a priori* corrélé avec les capacités de réussite scolaire et les caractéristiques des parents : les enfants qui entrent à l'école avec un an d'avance sont souvent considérés comme plus doués pour les études que les autres et ont des parents qui les « poussent » davantage à la réussite scolaire. À l'inverse, une entrée retardée à l'école est généralement choisie parce que l'enfant présente un certain retard de maturité intellectuelle. Dans ces conditions, une simple régression des scores obtenus par les élèves sur leur âge au moment des évaluations tendra à sous-estimer l'impact réel de cette variable sur leurs performances scolaires.

Un second biais d'endogénéité tient au fait que l'âge d'un élève au moment des évaluations est corrélé avec le fait d'avoir redoublé ou sauté une classe au cours de sa scolarité. En effet, les élèves les plus vieux au moment des épreuves sont généralement des redoublants, donc *a priori* moins doués pour les études que les

3. Parce qu'ils ont redoublé plus souvent, les élèves nés en fin d'année sont en moyenne plus « vieux » que les élèves nés en début d'année.

autres. Inversement, les élèves les plus jeunes au moment du passage des évaluations ont souvent sauté une classe, ce qui semble indiquer qu'ils manifestent de meilleures dispositions pour la réussite scolaire que leurs camarades. La combinaison de ces deux phénomènes induit mécaniquement une forte corrélation négative entre l'âge absolu de passage de l'épreuve et le terme d'erreur de la régression, ce qui conduit à sous-estimer l'impact causal de l'âge sur les performances scolaires, voire à en inverser le signe.

Le mois de naissance est-il exogène ? Une ultime difficulté liée à la mesure des effets du mois de naissance tient à la possible corrélation de cette variable avec un certain nombre de caractéristiques socio-démographiques qui peuvent influencer le destin scolaire et professionnel des individus indépendamment des différents effets mentionnés plus haut.

Le mois (ou le trimestre) de naissance des individus a été abondamment utilisé dans la littérature comme une source d'identification pour étudier les rendements de l'éducation (Angrist et Krueger, 1991) ou l'offre de travail des femmes (Gelbach, 2002). Cette variable semble en effet présenter les deux propriétés d'un bon instrument : la date de naissance d'un individu agit sur un certain nombre de variables explicatives (la durée des études, par exemple) sans avoir *a priori* d'influence propre sur la variable dépendante (le salaire individuel, l'offre de travail des mères, etc.).

Un certain nombre d'auteurs ont néanmoins questionné la validité de cet instrument. Une première critique porte sur l'intensité de la corrélation qui unit le trimestre de naissance aux variables que l'on cherche à instrumenter. Bound et al. (1995) ont montré en effet qu'une relation trop faible peut créer un biais important dans l'estimation. Une seconde critique, plus radicale, porte sur le degré d'exogénéité du mois de naissance par rapport aux variables d'intérêt. Bound et Jaeger (2000) montrent par exemple que la corrélation identifiée par Angrist et Krueger (1991) entre le trimestre de naissance et le salaire n'est pas nécessairement due aux lois sur l'obligation scolaire, mais peut transiter par d'autres canaux : outre les effets de l'âge sur les performances scolaires mentionnés précédemment, la date de naissance d'un individu est potentiellement corrélée avec les caractéristiques socio-démographiques de ses parents, si la saisonnalité des naissances varie d'un groupe social à un autre. Il serait donc possible que les effets identifiés en utilisant cette variable traduisent en réalité l'influence d'autres déterminants du salaire que la seule durée des études.

1.3 Que sait-on sur la part des différents effets du mois de naissance ?

Les études consacrées à l'impact de la date de naissance des individus sur leur destin scolaire et professionnel s'efforcent de proposer des stratégies d'estimation qui permettent de contourner en partie les difficultés méthodologiques évoquées dans la section précédente. Si les résultats de ces travaux empiriques fournissent de précieux renseignements sur l'ampleur des différents effets du mois de naissance, peu d'entre eux parviennent réellement à les démêler.

Effet de l'âge d'entrée à l'école. L'intérêt des économistes s'est porté en priorité sur les effets de l'âge d'entrée à l'école sur les performances scolaires et la vie professionnelle. Cette question revêt en effet une importance particulière du point de vue de l'efficacité des politiques éducatives, dans la mesure où retarder ou au contraire réduire l'âge auquel les enfants entrent à l'école pourrait améliorer à moindre coût les performances globales du système scolaire.

Les premières études consacrées à ce thème se contentent soit de comparer les performances des élèves entrés à l'école primaire à l'âge normal (généralement dans l'année de leur 6 ans) avec celles des élèves entrés avec un an d'avance ou un an de retard⁴, soit de comparer les scores des élèves nés la même année en utilisant le fait qu'en raison de leur mois de naissance, ils ne sont pas entrés à l'école au même âge⁵. Parce qu'elles ne contrôlent pas pour les biais de sélection mentionnés plus haut, ces études ne permettent pas en réalité de mesurer de manière convaincante l'impact causal de l'âge d'entrée à l'école sur les performances scolaires.

Les limites méthodologiques de ces deux types d'approches ont été en partie résolues par l'utilisation de variables instrumentales. Angrist et Krueger (1992) ont été les premiers à montrer que le mois de naissance des individus pouvait constituer un instrument crédible pour estimer l'impact de l'âge d'entrée à l'école sur le destin scolaire et professionnel des individus. En effet, du fait de la définition des cohortes scolaires, le mois de naissance est fortement corrélé avec l'âge auquel les élèves entrent à l'école mais ne paraît pas *a priori* susceptible d'influencer de manière indépendante leurs performances scolaires.

Les résultats produits par les très nombreuses études qui ont utilisé cette stratégie d'estimation sont loin d'être univoques : alors que certains auteurs identifient un impact légèrement positif d'une entrée plus tardive à l'école sur les performances scolaires (Puhani et Weber 2005 ; Datar, 2006), d'autres ne trouvent aucun effet (Mayer

4. Pour des travaux de ce type menés sur données américaines, on pourra se reporter à Langer et al. (1984), Cameron et Wilson (1990), May et al. (1995) ainsi qu'à Graue et di Perna (2002).

5. Cf. Langer et al. (1984), Cahan et Davis (1987), Sweetland et de Simone (1987), Cameron et Wilson (1990), Jones et Mandeville (1990), Bickel et al. (1991), Crosser (1991), Morrison et al. (1997), McClelland et al. (2000), Stipek et Byler (2001).

et Knutson,1998 ; Fertig et Kluge 2005). La principale limite de ces travaux est que les écarts de scores éventuellement observés en fonction de l'âge d'entrée à l'école peuvent tout aussi bien provenir des différences de maturité au moment où les élèves sont soumis aux tests de connaissances. En effet, les évaluations à partir desquelles sont mesurées leurs performances scolaires ont généralement lieu à une date fixe, ce qui implique que les élèves les plus jeunes au sein de leur cohorte scolaire sont également plus jeunes que les autres lorsqu'ils passent ces épreuves.

Pour éviter que les estimations ne soient contaminées par les effets de maturité, un certain nombre d'études ont cherché à mesurer l'impact de l'âge d'entrée à l'école une fois que les individus sont entrés dans la vie active. Cette approche repose sur l'idée que les écarts de maturité observés à l'école en fonction de la date de naissance des individus n'exercent plus d'influence à l'âge adulte, si bien les écarts constatés dans le niveau d'éducation ou le salaire des membres d'une même cohorte scolaire peuvent être attribués aux effets de l'âge auquel ils ont commencé les études. Sur données américaines, Angrist et Krueger (1992) ne trouvent pas d'impact significatif de l'âge d'entrée à l'école sur le nombre total d'années d'études ni sur la probabilité d'obtenir un diplôme universitaire. Sur données administratives suédoises, Fredriksson et Ockert (2006) montrent que l'âge d'entrée à l'école a un impact faiblement positif sur le nombre d'années d'études, mais que l'effet sur les salaires est nul, en raison de la perte d'expérience professionnelle associée à une entrée plus tardive sur le marché du travail. La principale limite de cette approche est qu'elle ne permet pas d'affirmer avec certitude que la persistance des effets du mois de naissance à l'âge adulte est due principalement à l'âge d'entrée à l'école. Il est possible en effet que les moins bons résultats obtenus par les élèves les plus jeunes au sein de leur cohorte scolaire aient pu influencer leurs trajectoires éducatives indépendamment de l'âge auquel ils ont entamé leur scolarité.

Dans l'ensemble, ces études ne permettent pas d'aboutir à une conclusion tranchée concernant le rôle exact joué par l'âge d'entrée à l'école dans le destin scolaire et professionnel des individus. Les travaux existants suggèrent néanmoins que s'ils existent, ces effets sont relativement limités et qu'ils jouent un rôle beaucoup moins important que les effets de maturité pour expliquer les écarts de performances constatés entre élèves d'une même classe.

Effets de l'âge sur les performances scolaires. L'âge d'entrée à l'école ne constitue sans doute pas la principale explication des moins bons résultats scolaires obtenus par élèves les plus jeunes dans leur cohorte scolaire. De nombreux travaux de recherche ont montré en effet qu'il existe un handicap propre lié au fait pour un élève d'être plus jeune au moment du passage des évaluations et que la prise en compte de ce phénomène par les politiques éducatives dépasse largement la question de l'âge optimal d'entrée à l'école.

Les moindres performances scolaires obtenues par les élèves les plus jeunes dans leur classe est une réalité qui a été documentée dans un certain nombre de pays. La plupart des études mesurent cet effet en comparant les scores obtenus par les élèves aux évaluations des compétences en fonction de leur mois de naissance ou en fonction de leur âge à la date de passage des épreuves⁶. La conclusion à laquelle elles aboutissent le plus souvent est que la pénalité subie par les élèves les plus jeunes est relativement forte à l'école primaire, mais qu'elle est transitoire et disparaît presque totalement au-delà. On peut néanmoins suspecter ces travaux de sous-évaluer dans une assez large mesure les effets de l'âge sur les performances scolaires, dès lors qu'ils ne tiennent pas compte des biais de sélection et des biais d'endogénéité mentionnés plus haut.

Pour contourner ces difficultés méthodologiques, Bedard et Dhuey (2006) proposent d'instrumenter l'âge des élèves à la date des évaluations par leur mois de naissance. Ces auteurs utilisent les données de l'enquête TIMSS⁷ qui mesure les compétences en mathématiques et en sciences d'élèves scolarisés dans pays de l'OCDE et âgés de 9 et 13 ans. La manière différente dont les cohortes scolaires sont définies d'un pays à l'autre leur permettent de contrôler pour d'éventuels biais liés à la composante sociologique du mois de naissance. Leurs résultats indiquent que l'impact de l'âge sur les performances des élèves est fort et persistant, dans la mesure où la pénalité associée à 11 mois de différence d'âge est comprise entre 12 et 35 % d'un écart-type à l'âge de 9 ans et entre 8 et 26 % d'un écart-type à l'âge de 13 ans. La principale limite de cette étude est que les coefficients qui sont estimés peuvent refléter également les effets de l'âge d'entrée à l'école et de l'âge relatif des élèves, en plus de l'effet de l'âge absolu au moment du passage des évaluations.

Une autre stratégie proposée pour neutraliser les biais de sélection et d'endogénéité dans l'estimation des effets d'âge sur les performances scolaires consiste à utiliser des échantillons d'élèves sélectionnés sur le seul critère de l'âge et indépendamment de la classe qu'ils fréquentent. De tels données permettent de mesurer l'impact de l'âge au moment du passage des évaluations sans avoir recours à des instruments. En utilisant les résultats obtenus à l'âge de 15 ans par les élèves norvégiens aux évaluations conduites dans le cadre de l'enquête internationale PISA⁸,

6. Cf. Bells et Daniels (1990), Thomas (1995), Sharp (1995).

7. Trends in International Mathematics and Science Study.

8. Programme international pour le suivi des acquis des élèves. Réalisée tous les trois ans par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), cette vaste enquête a pour objectif de mesurer les acquis des élèves de 15 ans dans une soixantaine de pays (pour une présentation détaillée des méthodes et des principaux enseignements du programme PISA pour la France, voir Grenet (2008)). Les compétences mesurées par PISA relèvent de trois domaines de compétences distincts : la compréhension de l'écrit, la culture mathématique et la culture scientifique. Ces trois domaines ont été abordés successivement lors des trois vagues de l'enquête (2000, 2003, 2006). Les scores attribués aux élèves dans chacun des trois domaines évalués sont calculés à partir de leurs réponses à une série d'items mis au point par des groupes d'experts internationaux à partir d'un cadre de référence établi au niveau international. L'échelle de ces

Strøm (2004) estime que le fait d'être né en décembre plutôt qu'en janvier réduit en moyenne les scores de 20 % d'un écart-type. Ces résultats souffrent néanmoins d'un certain nombre de limites. D'une part, l'enquête PISA ne concerne que des élèves relativement vieux, donc *a priori* moins sensibles aux effets d'âge que les élèves plus jeunes. D'autre part, cette enquête ne contient que des échantillons nationaux relativement réduits (de l'ordre de quelques milliers par pays), ce qui nuit à la précision des estimations. Enfin, l'approche empirique utilisée par Strøm ne permet pas de mesurer les effets de maturité indépendamment des autres effets du mois de naissance.

Crawford et al. (2007) tirent avantage des spécificités institutionnelles du système éducatif britannique pour estimer séparément les effets de l'âge absolu, de l'âge relatif et de l'âge d'entrée à l'école sur les performances scolaires. L'absence quasi totale de redoublement au Royaume-Uni réduit considérablement les biais de sélection et les biais d'endogénéité qui compliquent traditionnellement l'estimation de ces effets. Par ailleurs, le fait que les règles qui gouvernent l'âge d'entrée à l'école primaire varient d'une académie à une autre permet d'isoler l'impact propre de cette variable sur les résultats aux évaluations. Pour estimer l'effet de l'âge relatif relatif sur les performances scolaires, les auteurs exploitent le fait que la position d'un élève dans la hiérarchie des âges ne dépend pas uniquement de sa date de naissance, mais également de celle de ses camarades. Ils proposent donc de mesurer l'âge relatif en calculant la proportion d'enfants plus âgés qu'un élève donné, parmi ceux qui sont scolarisés dans la même section et la même école. Leurs résultats indiquent que la pénalité associée à une différence d'âge de 11 mois est égale à 80 % de l'écart-type de la distribution des scores à l'âge de 5 ans et décroît à mesure que les élèves avancent dans le cursus éducatif, sans pour autant disparaître totalement : à l'âge de 15 ans, l'écart de performance représente encore 12 % d'un écart-type. Leurs analyses empiriques révèlent également que la quasi-totalité des effets estimés provient de la maturité différente des élèves au moment du passage des évaluations et que les effets de l'âge d'entrée à l'école (qui, en raison du phénomène des rentrées décalées, induisent des durées d'études différentes en fonction du mois de naissance) et d'âge relatif sont négligeables.

Effets du mois de naissance sur la durée des études. Un certain nombre de travaux empiriques ont montré qu'en raison des règles qui régissent l'âge auquel les élèves sont autorisés à commencer puis à interrompre leurs études, le mois de naissance peut influencer significativement la durée totale de la scolarité des individus.

L'impact du mois de naissance sur la durée des études peut provenir des modalités d'admission à l'école primaire. Aux Pays-Bas, par exemple, les élèves doivent

scores a été conçue de manière à ce que le score moyen des pays de l'OCDE soit égal à 500 points et que deux tiers environ des élèves obtiennent entre 400 et 600 points (ce qui correspond à un écart-type de 100).

obligatoirement être inscrits au cours préparatoire le jour de la rentrée, s'ils vont avoir 5 ans au cours de l'année scolaire. Les parents ont néanmoins la possibilité d'y inscrire leur enfant dès que celui-ci atteint l'âge de 4 ans et 98 % des élèves entrent à l'école avant l'âge légal. Les enfants qui entrent à l'école à l'âge de 4 ans peuvent donc passer jusqu'à deux ans en cours préparatoire. Cette spécificité du système néerlandais implique qu'en fonction de leur mois de naissance, les élèves d'une même cohorte scolaire n'ont pas la même durée moyenne de scolarité. Leuven et al. (2006) exploitent le fait que cette corrélation entre durée effective de scolarité et mois de naissance n'existe pas pour les élèves nés pendant l'été (puisque une inscription anticipée ne peut intervenir pendant les vacances scolaires) pour évaluer séparément les effets de la durée de scolarité et les effets de l'âge sur les performances scolaires. Les résultats de leurs estimations indiquent que si l'effet de la scolarité anticipée sur le score des élèves à l'âge de 6 ans est beaucoup plus faible que l'effet de leur âge au moment des évaluations, il est néanmoins positif (mais non significatif) : chaque mois supplémentaire de scolarité anticipée augmenterait le score des élèves d'environ 2,5 % d'un écart-type.

L'effet du mois de naissance sur la durée des études peut également résulter du fonctionnement de l'obligation scolaire, qui influence la date à laquelle les élèves sont autorisés à quitter l'école. Dans un article célèbre, Angrist et Krueger (1991) montrent qu'aux États-Unis, les individus nés au premier trimestre ont une durée moyenne d'études légèrement plus faible que ceux qui sont nés au dernier trimestre. D'après ces auteurs, un tel phénomène provient des lois qui régissent l'obligation scolaire et autorisent les élèves à quitter l'école au moment où ils atteignent l'âge légal de fin d'études. Dans ces conditions, Angrist et Krueger interprètent la croissance du salaire moyen en fonction du trimestre de naissance comme la conséquence directe de cette variation exogène dans la durée d'études.

Outre les réserves émises par Bound et al (1995) à propos de l'exogénéité du trimestre de naissance, l'étude d'Angrist et Krueger a été critiquée du point de vue de l'interprétation qu'ils donnent de la corrélation entre trimestre de naissance et salaires. En effet, l'obligation scolaire ne constitue pas le seul mécanisme par lequel la date de naissance des individus est susceptible d'avoir des effets de long terme sur leur vie professionnelle. Plug (2001) montre par exemple qu'aux Pays-Bas, le mois de naissance influence l'âge de fin d'études indépendamment de l'obligation scolaire et que les individus les plus âgés au sein de leur cohorte scolaire tendent à avoir des niveaux d'éducation et des salaires plus élevés que les individus plus jeunes dans la même cohorte. L'auteur interprète ce phénomène comme une indication de la persistance à l'âge adulte des effets de maturité liés aux différences d'âge séparant les élèves d'une même classe. Sur données suédoises, Fredriksson et Ockert (2006) trouvent également que le nombre d'années d'études est influencé par le mois de naissance (les élèves les plus âgés dans leur cohorte restant plus longtemps à l'école

que les élèves plus jeunes) et que cette relation n'a aucun lien avec les lois qui régissent l'obligation scolaire, dans la mesure où en Suède, les élèves ne sont pas autorisés à arrêter leurs études avant la fin de l'année scolaire. Cette corrélation est interprétée par les auteurs comme traduisant l'impact positif de l'âge d'entrée à l'école sur le niveau d'éducation atteint à la fin de la scolarité, bien qu'en réalité, ce phénomène ne puisse être distingué des effets de maturité⁹.

Effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires. Assez peu d'études se sont intéressées aux effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires. Si l'influence du mois de naissance sur la probabilité de redoubler est assez bien documentée (Eide et Showalter, 2001 ; Martin et al., 2004), la possibilité que ce facteur puisse influencer l'orientation scolaire des individus a été peu analysée. Cette lacune s'explique en grande partie par le fait que l'orientation intervient relativement tard dans la plupart des systèmes éducatifs, à un âge où l'on suppose généralement que les effets de maturité ne sont plus suffisamment forts pour peser significativement sur les trajectoires scolaires.

Le cas de l'Allemagne a néanmoins fait l'objet d'une étude menée par Jürges et Schneider (2004) à partir des données de l'enquête PISA. Le système éducatif allemand présente en effet la particularité d'orienter les élèves très tôt dans leur scolarité : à l'âge de 10 ans, les écoliers allemands sont envoyés soit dans un *Gymnasium* pour y poursuivre des études secondaires généralistes, soit dans une *Hauptschule* ou une *Realschule* pour y acquérir une formation professionnelle. Les estimations des auteurs indiquent que la probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle est supérieure de 6 points pour les élèves les plus jeunes dans leur cohorte scolaire par rapport aux élèves les plus âgés.

Quels sont les principaux enseignements qu'il faut retenir de cette vaste littérature consacrée aux effets du mois de naissance ? Le premier est que du point de vue des performances scolaires, l'effet de l'âge absolu domine largement les autres effets (âge relatif, âge d'entrée à l'école, durée de scolarisation). Le second enseignement est que les effets de maturité du mois de naissance tendent à s'atténuer rapidement à mesure que les élèves progressent dans leur parcours éducatif. Le troisième enseignement est que trois mécanismes distincts peuvent expliquer la persistance des effets du mois de naissance à l'âge adulte : le redoublement ou l'orientation différenciée des élèves, l'influence des effets de maturité sur le nombre d'années d'études et l'effet de l'obligation scolaire sur la durée totale de scolarisation.

9. Les élèves qui commencent l'école à un âge plus avancé parce qu'ils sont nés juste après la date séparant deux cohortes scolaires sont également les plus âgés au moment du passage des évaluations. Leur meilleure réussite scolaire aux examens, liée à leur plus grande maturité, pourrait expliquer qu'ils prolongent leurs études plus longtemps que les élèves les plus jeunes dans leur cohorte.

1.4 Études sur données françaises

Parce qu'une grande partie des données permettant d'étudier cette question ont longtemps été inaccessibles aux chercheurs, les effets du mois de naissance ont été relativement peu analysés en France. Le système éducatif français présente pourtant un certain nombre de spécificités institutionnelles qui en font un terrain d'étude privilégié pour analyser ces effets.

Caractéristiques institutionnelles du système éducatif français. En France, l'instruction est obligatoire à partir de 6 ans. Les enfants sont inscrits à l'école élémentaire à la rentrée scolaire de l'année civile au cours de laquelle ils atteignent l'âge de 6 ans, ce qui signifie qu'une cohorte scolaire est en principe composée de tous les élèves nés entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre d'une même année. Les parents ont la possibilité d'envoyer leurs enfants à l'école maternelle à partir de l'âge de 3 ans ou de 2 ans si leur enfant a atteint cet âge le jour de la rentrée scolaire et que le nombre de places disponibles le permet. L'entrée à l'école maternelle a lieu en principe au mois de septembre, mais certains établissements autorisent les enfants à entamer leur scolarité pré-élémentaire en cours d'année. L'admission des élèves à l'âge de 2 ans étant généralement réservée en priorité aux enfants les plus âgés, ceux qui sont nés en début d'année bénéficient en moyenne d'une scolarité pré-élémentaire plus longue que leurs camarades nés en fin d'année.

La scolarité est obligatoire jusqu'à l'âge de 16 ans révolus, ce qui signifie qu'un élève est en principe autorisé à quitter l'école le jour de ses 16 ans. Le fonctionnement de l'obligation scolaire en France est donc assez proche de la pratique américaine. Aussi peut-on s'attendre à ce qu'en moyenne, les élèves nés en fin d'année quittent l'école un peu plus tôt que les autres.

Une spécificité importante du système français tient à la place importante qu'y occupent le redoublement et l'orientation. Le redoublement est massivement pratiqué tant à l'école primaire qu'au collège et on peut s'attendre à ce qu'il touche davantage les élèves nés en fin d'année que les élèves nés en début d'année. L'orientation scolaire, quant à elle, intervient à la fin de la classe de troisième : le conseil de classe du dernier trimestre propose, en réponse aux vœux des familles, soit une orientation en seconde générale et technologique, soit une orientation en seconde professionnelle ou en première année de CAP. En cas de désaccord entre les vœux de la famille et la proposition du conseil de classe, la décision d'orientation intervient après un entretien obligatoire avec le chef d'établissement. Si le désaccord persiste, les parents peuvent obtenir le maintien de l'élève dans sa classe d'origine pour une durée d'un an au maximum¹⁰. Les critères les plus couramment utilisés pour décider de l'orientation d'un élève étant les résultats obtenus en troisième et le retard

10. Article D 331-37 du Code de l'Éducation (décret du 23 mai 2006).

scolaire accumulé, il est possible que le mois de naissance influence la probabilité d'être orienté dans l'une ou l'autre voie.

Études empiriques sur données françaises. Les rares études consacrées en France aux effets du mois de naissance se concentrent essentiellement sur la scolarité pré-élémentaire et élémentaire.

L'impact du mois de naissance sur la durée de la scolarité en maternelle a été analysé par Goux et Maurin (2008) dans le cadre d'une étude plus large sur l'impact de la scolarisation à 2 ans sur l'offre de travail des femmes. Ces auteurs montrent que la probabilité d'être admis à la maternelle à l'âge de 2 ans est fortement corrélée avec le mois de naissance : la priorité étant généralement donnée aux enfants les plus âgés au sein de leur cohorte scolaire, on constate que la durée moyenne de scolarité pré-élémentaire décroît avec le mois de naissance. Goux et Maurin utilisent le fait que le taux d'admission des élèves nés pendant l'été varie fortement d'une région à l'autre en raison de l'hétérogénéité des capacités d'accueil des écoles maternelles, pour évaluer l'impact spécifique de la durée de scolarité pré-élémentaire sur les résultats scolaires en début de CE2 et sur la probabilité de quitter l'école précocement (à l'âge de 17, 18 ou 19 ans). Leurs estimations indiquent que le fait d'avoir passé plus de temps à l'école maternelle n'a d'impact significatif ni sur les performances scolaires des élèves en CE2, ni sur leur probabilité d'interrompre précocement leurs études. Les auteurs interprètent ce résultat comme traduisant le fait que la scolarisation précoce en maternelle ne bénéficie pas davantage aux enfants que la garde à domicile ou l'inscription en crèche.

Les effets de maturité du mois de naissance sur les performances scolaires ont été documentés en France pour les élèves scolarisés en maternelle et à l'école primaire. Une étude menée par Ferrier (2003) sur un échantillon de 40 000 élèves de l'académie de Poitiers montre que les écarts de réussite en fonction des différences d'âge sont importants : à l'évaluation nationale de CE2, les élèves nés en début d'année obtiennent en moyenne 6,4 points de plus que ceux de la fin de l'année, et en mathématique cette différence s'élève à 7,6 points. En sixième, le nombre d'élèves ayant une ou deux années de retard scolaire est deux fois plus élevé parmi ceux qui sont nés en décembre que parmi ceux qui sont nés en janvier. En utilisant les données du panel primaire de l'Éducation nationale, Florin et al. (2004) trouvent également que les élèves nés en début d'année civile obtiennent de meilleures performances scolaires que ceux nés en fin d'année et ont une probabilité plus élevée de suivre une scolarité sans redoubler. Caille et Rosenwald (2006) utilisent les mêmes données que Florin et al. et montrent que toutes choses égales par ailleurs¹¹, les élèves nés au quatrième

11. Les contrôles inclus dans la régression sont, outre l'année et le trimestre de naissance, le sexe de l'élève, son rang dans la fratrie, la PCS de la personne de référence, le niveau de diplôme du père et de la mère, l'activité de la mère, la taille de la famille, la structure parentale, le rapport des parents à l'immigration et l'âge d'entrée à l'école maternelle.

trimestre réussissent en moyenne 6,3 items de plus aux évaluations de CP que les élèves du premier trimestre. Caille et Rosenwald trouvent par ailleurs qu'à l'entrée en sixième, seuls 12 % des élèves nés au premier trimestre ont redoublé au cours de leur scolarité primaire, contre 21 % des élèves nés au quatrième trimestre. D'après ces auteurs, la meilleure réussite scolaire des élèves nés en début d'année est liée exclusivement à des acquis plus élevés au sortir de l'école maternelle et les écarts de performance tendent à disparaître complètement à la fin de l'école primaire : leurs estimations indiquent même qu'en sixième, l'écart de réussite s'inverse au bénéfice des élèves de la fin d'année, puisque tant en mathématiques qu'en français, ils réussissent un item de plus en moyenne que les élèves du premier trimestre.

On peut craindre cependant que ces différentes évaluations ne sous-estiment l'impact réel du trimestre de naissance sur les performances scolaires, parce qu'elles ne prennent pas suffisamment en compte les biais de sélection mentionnés précédemment. Caille et Rosenwald mesurent par exemple les écarts de performance en sixième en comparant les scores des élèves nés au premier trimestre de l'année 1991 à celui des élèves nés au quatrième trimestre de la même année. Le problème est que tous les élèves ne passent pas les épreuves d'évaluations de sixième au même âge, selon qu'ils sont en avance ou ont redoublé. Or, parce que les élèves de la fin de l'année ont plus souvent redoublé que les élèves du début de l'année, le différentiel d'âge réel séparant les élèves du premier et du quatrième trimestre au moment du passage des évaluations est inférieur au différentiel d'âge théorique (11 mois) que l'on aurait constaté si tous les élèves redoublaient avec la même probabilité quel que soit leur mois de naissance. Ce problème se pose de manière symétrique pour les élèves qui sont entrés en sixième avec un an d'avance et qui ont donc passé les évaluations à un âge plus jeune que les autres, dans la mesure où ces élèves sont généralement nés pendant les premiers mois de l'année. Pour les raisons mentionnées dans la sous-section 1.2, de tels biais conduisent à sous-estimer l'impact réel de l'âge des élèves sur leurs performances scolaires.

1.5 Contribution

L'objectif de la présente étude est de produire une évaluation la plus systématique possible des effets du mois de naissance dans le contexte éducatif français, en mobilisant un grand nombre de sources permettant de suivre les individus tout au long de leur parcours éducatif et de leur vie professionnelle.

Par rapport aux études existantes, notre travail innove en cherchant à corriger les biais d'estimation qui pourraient provenir de la composante sociologique du mois de naissance. Nous montrons en effet que la relation qui unit la date de naissance aux caractéristiques socio-démographiques des individus présente un certain nombre de propriétés qui permettent d'en limiter l'influence dans l'estimation des effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires et professionnelles.

Une contribution importante de cette étude concerne l'évaluation de l'impact des différences de maturité associées au mois de naissance sur les performances scolaires des élèves. Nous montrons que les effets de maturité sont à la fois plus forts et persistent plus longtemps que ne le laissent entendre les études françaises sur le sujet : en CP, la pénalité associée à 11 mois d'écart d'âge au moment du passage des évaluations est égale à 70 % d'un écart type ; lorsque les élèves passent le diplôme du Brevet, l'écart de performance est significatif et égal à 17 % d'un écart-type. Nous parvenons à cette conclusion en adoptant une stratégie d'estimation qui permet de neutraliser les biais de sélection et d'endogénéité associés au mois de naissance. Nous montrons également qu'à l'école primaire, les élèves souffrent d'autant plus des effets de maturité qu'ils sont issus de milieux sociaux moins favorisés.

Une seconde contribution de cette étude concerne la mise en évidence des effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires, un sujet qui a été relativement peu abordé dans la littérature. Nos estimations confirment que l'influence du mois de naissance sur la probabilité de redoubler s'exerce essentiellement à l'école primaire : à l'âge de 11 ans, les élèves nés en décembre ont redoublé deux fois plus souvent que les élèves nés en janvier. Nous montrons par ailleurs que les effets du redoublement ne semblent pas avoir d'influence propre sur les performances des élèves, dans la mesure où nos estimations des écarts de performances liés au mois de naissance aux différents stades du cursus éducatif sont quasiment identiques aux résultats obtenus par Crawford et al. (2007) pour le Royaume-Uni, où le redoublement n'est pas pratiqué. En revanche, le taux de redoublement plus élevé des élèves explique sans doute en partie que les élèves nés en fin d'année tendent à être davantage orientés dans la voie professionnelle que les autres : nos résultats indiquent que le fait d'être né en décembre plutôt qu'en janvier augmente de trois points la probabilité d'être orienté en lycée professionnel après la classe de troisième.

La troisième contribution de notre étude concerne l'analyse de la persistance des effets du mois de naissance à l'âge adulte. Nous montrons qu'en France, le mois de naissance influence significativement le niveau de formation des individus. Cependant, à la différence des autres pays où ce phénomène a pu être constaté (Angrist et Krueger, 1991 ; Plug, 2001 ; Fredriksson et Ockert, 2006), la différenciation du niveau de formation en fonction du mois de naissance ne concerne pas la durée totale de scolarisation, mais plutôt le type de formation suivie. Nos résultats indiquent en effet que les individus nés en fin d'année ont une probabilité plus forte de quitter l'école avec un diplôme de l'enseignement professionnel (CAP ou BEP) qu'avec un diplôme de l'enseignement général (BEPC ou Baccalauréat), la différence étant de l'ordre de 2 points. Nous interprétons ce phénomène comme la conséquence directe de l'impact du mois de naissance sur l'orientation en fin de troisième décrite précédemment. Nos analyses révèlent cependant qu'en dépit de son effet sur le niveau de formation, le mois de naissance ne semble pas exercer une influence déterminante

sur le destin professionnel des individus. Nous montrons en effet que la situation d'emploi des individus nés en fin d'année n'est pas significativement différente de celle des individus nés en début d'année. Il existe cependant une faible pénalité salariale, de l'ordre de 1,5 à 3 % associée au fait d'être né en décembre plutôt qu'en janvier. Cette écart salarial s'explique en partie par l'entrée un peu plus tardive sur le marché du travail des individus nés en fin d'année mais également, dans le cas des hommes, par le niveau de qualification légèrement plus faible de ceux qui sont nés en fin d'année.

Au total, les résultats de nos recherches nous conduisent à réévaluer sensiblement le rôle du mois de naissance comme facteur d'inégalités scolaires. Il apparaît en effet que bien que n'ayant pas une forte incidence à long terme sur leur destin professionnel, le mois de naissance pénalise la réussite scolaire des individus nés en fin d'année plus lourdement qu'on ne le suppose habituellement. Ce phénomène invite à réfléchir aux mécanismes institutionnels qui pourraient être mis en place pour tenter de corriger cette source d'inégalités.

Le reste de cette étude est organisé comme suit : nous présentons dans la section 2 les données utilisées pour réaliser nos estimations ; la section 3 évalue l'importance de la composante sociologique du mois de naissance et discute les moyens qui peuvent être mis en œuvre pour en neutraliser l'influence dans les régressions ; les résultats de l'estimation des effets du mois de naissance sur les performances scolaires sont présentés dans la section 4 ; leur impact sur les trajectoires scolaires sont évalués dans la section 5 et leur persistance à l'âge adulte dans la section 6 ; la section 7 conclut cette étude.

2 Données

Les données permettant d'étudier l'influence de la date de naissance sur les performances scolaires, l'emploi et les salaires en France sont suffisamment nombreuses pour qu'on puisse en apprécier les effets aux différents étapes de la vie scolaire et professionnelle des individus. La date de naissance est en effet une variable fréquemment incluse tant dans les enquêtes de l'Insee que dans les sources statistiques du ministère de l'Éducation nationale.

Données éducatives. Les sources exploitables pour analyser et quantifier les effets de la date de naissance sur les performances scolaires sont particulièrement riches et permettent de couvrir l'ensemble du parcours éducatif des élèves.

Nos analyses pour l'enseignement primaire reposent exclusivement sur les données issues du panel primaire construit en 1997 par la Direction de l'évaluation, de la performance et de la prospective (DEPP) pour le compte du ministère de l'Éducation nationale. Ce panel permet de suivre la scolarité primaire complète d'un échantillon

représentatif de 9 632 élèves entrés en CP à la rentrée 1997. Le principal intérêt de cette source statistique réside dans le fait qu'elle contient les résultats obtenus par les élèves du panel aux épreuves d'évaluation des compétences qui ont eu lieu à la rentrée en CP (c'est-à-dire en octobre 1997) et à la rentrée de CE2 (c'est-à-dire en octobre 1999 pour les élèves n'ayant pas redoublé et en octobre 2000 pour les élèves qui ont redoublé une fois). Les épreuves proposées étaient composées de séries d'items donnant lieu au calcul de scores individuels sur une échelle de 0 à 100. Le panel primaire comporte également un grand nombre d'informations sur la scolarité pré-élémentaire des élèves, leurs caractéristiques individuelles (date de naissance, sexe, catégorie socio-professionnelle des parents, etc.) et celles de l'école fréquenté (statut public ou privé de l'établissement, classement en ZEP, nombre d'élèves dans la classe, etc.).

Les données utilisables pour étudier les effets de la date de naissance dans l'enseignement secondaire sont plus nombreuses que dans le primaire. Une première source statistique est le panel secondaire réalisé en 1995 par la DEPP selon la même méthodologie que le panel primaire. Il permet de suivre la scolarité secondaire complète d'un échantillon représentatif d'environ 17 800 élèves scolarisés en sixième à la rentrée scolaire 1995 dans un établissement public ou privé de France métropolitaine. Les informations fournies par le panel permettent de reconstituer le parcours éducatif antérieur des élèves et de connaître leurs résultats en français et en mathématiques aux épreuves nationales d'évaluation qui ont lieu à l'entrée en sixième et qui sont notées sur une échelle de 0 à 100. Le panel contient également des informations sur les résultats obtenus par les élèves au cours de leur scolarité secondaire : au collège, on connaît les notes obtenues au contrôle continu (mais pas à l'examen terminal) du diplôme national du Brevet en français, en mathématiques et en première langue vivante ; au lycée, on dispose de l'ensemble des notes obtenues au Baccalauréat. Les informations fournies sur les caractéristiques des élèves sont semblables à celles du panel primaire. Malheureusement, le plan de sondage a été établi de telle manière que le panel secondaire ne contient aucun élève né en mars, juillet ou octobre¹², ce qui introduit une lacune dommageable lorsqu'on s'intéresse aux effets du mois de naissance.

Bien que les panels primaire et secondaire représentent une source d'information très riche sur les performances scolaires des élèves français, la taille relativement petite des échantillons limite mécaniquement la précision de nos estimations. C'est la raison pour laquelle nous avons choisi de compléter notre analyse pour le collège en utilisant les données de la base du Diplôme National du Brevet (DNB), disponible uniquement pour la session de 2004¹³. Le principal intérêt de ce fichier statistique

12. Plus précisément, l'échantillon a été construit de manière à obtenir un taux de sondage proche de 1/40^e. N'ont par conséquent été retenus dans le panel que les élèves nés le 17 d'un mois, à l'exclusion de ceux qui sont nés en mars, juillet ou octobre.

13. Les données correspondant aux autres examens nationaux (en particulier le Baccalauréat)

tient à son caractère exhaustif : en 2004, il permet de connaître les notes obtenues par près de 813 000 élèves au contrôle continu et aux épreuves de l'examen terminal (français, mathématiques, histoire-géographie). Par ailleurs, la base du DNB fournit, en plus de la date de naissance des élèves, un certain nombre d'informations socio-démographiques sommaires qui incluent le sexe, la PCS du chef de famille ou encore la nationalité de l'élève.

L'influence de la date de naissance sur le parcours éducatif des individus ne se limite pas nécessairement à son impact sur les résultats scolaires, mais peut également transiter par un redoublement et une orientation différenciés selon la position occupée par l'élève au sein de sa cohorte scolaire. Pour étudier ce double phénomène, nous avons choisi d'utiliser la base Scolarité, qui recense l'ensemble des élèves inscrits dans les établissements d'enseignement secondaire appartenant au secteur public ou au secteur privé sous contrat. Ce fichier administratif, réalisé à partir d'extractions des Bases élèves académiques (BEA) gérées au niveau des rectorats, couvre la quasi-totalité des élèves scolarisés dans le secteur public depuis la rentrée 1993 mais n'atteint un taux de couverture satisfaisant pour le secteur privé sous contrat que depuis la rentrée 2000¹⁴. Parmi les informations disponibles pour chaque élève figurent, outre la date de naissance, le sexe, la PCS du chef de famille, la nationalité, le département et la commune de résidence, l'établissement fréquenté et la formation suivie au cours de l'année n et de l'année $n - 1$. Si la base Scolarité ne peut être utilisée pour constituer un panel statistique d'élèves suivis tout au long de leur scolarité dans l'enseignement secondaire, elle permet néanmoins de calculer la proportion d'élèves en retard au sein de chaque cohorte scolaire ainsi que leur ventilation entre les différents niveaux de formation. Ainsi, bien que ne contenant aucune évaluation directe des performances individuelles, ce fichier constitue une source d'information précieuse lorsqu'on s'intéresse aux trajectoires scolaires des élèves.

Autres données. La persistance des effets de la date de naissance à l'âge adulte ne peut être étudiée qu'à l'aide de sources statistiques contenant des informations sur la situation professionnelle des individus. Dans cette perspective, nous avons utilisé conjointement les données de l'enquête Emploi et les fichiers du recensement de la population.

L'enquête Emploi, réalisée chaque année par l'Insee sur un échantillon représentatif d'environ 60 000 ménages, contient un grand nombre de renseignements relatifs au niveau de formation et à la situation professionnelle des personnes enquêtées. Nous avons choisi de travailler à partir des enquêtes effectuées entre 1990 et 2002, dans la mesure où les précédentes éditions ne permettent pas de connaître le salaire des individus autrement que par tranches. Les informations sur le niveau de forma-

existent (base OCÉAN), mais n'ont pas encore été mises à la disposition des chercheurs.

14. En 2000, le taux de couverture pour les établissements privés sous contrat s'élève à 86% et atteint 98% en 2002.

tion incluent notamment l'âge de fin d'études et le diplôme le plus élevé obtenu. La situation professionnelle des individus peut quant à elle être étudiée sous des angles divers : situation d'emploi, profession, catégorie socio-professionnelle, secteur d'activité, etc.

Pour les besoins de notre étude, nous avons également utilisé les extractions au quart des recensements de la population réalisés en 1982 et en 1999. Bien que ces fichiers contiennent beaucoup moins d'informations sur le niveau de formation et la situation professionnelle des individus que l'enquête Emploi, ils ont l'avantage de couvrir le quart de la population française, ce qui permet d'atteindre une très grande précision dans les estimations. Grâce aux informations fournies sur le statut professionnel et les diplômes des individus, les fichiers du recensement permettent d'analyser de manière très fine l'éventuelle persistance à l'âge adulte des effets de la date de naissance. Ces données sont également utiles pour tester l'existence d'une possible corrélation entre la date de naissance et un certain nombre de caractéristiques socio-démographiques susceptibles d'influencer de manière autonome les trajectoires éducatives et professionnelles des individus.

3 Le mois de naissance : un instrument à manier avec précaution

Bien que la date de naissance constitue un instrument particulièrement populaire dans la littérature économique, son utilisation ne va pas nécessairement de soi. En effet, il est possible que cette variable soit corrélée avec certaines caractéristiques individuelles observables ou inobservables qui pourraient biaiser les estimations.

Pour tenter de mesurer le degré d'exogénéité de la date de naissance par rapport aux caractéristiques socio-démographiques des individus dans le cas français, nous avons utilisé les recensements de la population réalisés en 1982 et 1998. Nos analyses indiquent qu'il existe deux séries de facteurs expliquant que les individus nés à différentes périodes de l'année ne soient pas parfaitement comparables : le biais du mois de janvier et la différenciation sociologique du mouvement saisonnier des naissances. Nous montrons cependant que les biais engendrés par ces deux phénomènes peuvent être assez aisément neutralisés lorsqu'on cherche à estimer les effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires et la vie professionnelle.

3.1 Un biais de mesure : la surreprésentation du mois de janvier

Une première source de corrélation entre date de naissance et caractéristiques socio-démographiques tient à la mesure-même de cette variable. Il est possible en effet que la date de naissance fournie par un individu ne corresponde pas à sa date

de naissance réelle¹⁵. Cette erreur de mesure, qui porte essentiellement sur le jour et le mois de naissance, concerne notamment les personnes qui sont nées dans des pays dont les registres d'état civil sont imparfaitement tenus. Lorsque le jour et le mois de naissance d'un individu ne sont pas connus avec précision, une pratique courante consiste à leur attribuer une date de naissance fictive, qui correspond souvent au 1^{er} janvier.

Les données du recensement 1999 révèlent que ce phénomène est loin d'être négligeable en France. Lorsqu'on calcule la répartition des individus nés à l'étranger en fonction de leur mois de naissance (par rapport à une répartition théorique uniforme des naissances au cours de l'année), on constate une très forte surreprésentation du mois de janvier. Le graphique 1(a) de la figure 1 indique la déviation de la distribution des mois de naissance des individus nés à l'étranger entre le 1^{er} janvier 1900 et le 31 décembre 1998 par rapport à une distribution uniforme. Le « pic » du mois de janvier apparaît très clairement, avec un nombre de naissances supérieur de 30 % au taux attendu.

Cette surreprésentation du mois de janvier constitue une source de biais particulièrement importante lorsqu'on envisage d'utiliser la date de naissance comme instrument, dans la mesure où les individus nés à l'étranger ont en moyenne des caractéristiques socio-démographiques moins favorables que les individus nés en France. Un tel phénomène risque donc de gonfler artificiellement les effets du mois de naissance que l'on souhaite mesurer.

Ce problème peut néanmoins être aisément contourné en restreignant l'échantillon d'étude aux personnes nées en France. Le graphique 1(b) montre en effet qu'on ne détecte pas dans le recensement de 1999 de prévalence anormale du mois de janvier dans cette partie de la population. Pour nous prémunir contre le biais de mesure du mois de janvier, nous n'utiliserons dans la suite de cette étude que des échantillons composés d'individus nés en France.

3.2 Une saisonnalité différenciée sociologiquement

Au delà des erreurs de mesure portant sur la date de naissance des individus, la différenciation sociologique du mouvement saisonnier des naissances constitue un second phénomène susceptible d'engendrer une corrélation entre date de naissance et caractéristiques socio-démographiques.

Le fait que les naissances ne soient pas uniformément réparties au cours de l'année civile est un phénomène bien connu des démographes¹⁶. L'évolution du mouvement saisonnier des naissances au cours du XX^e siècle peut être suivie avec précision à partir des données des recensements de 1982 et de 1999. Il suffit pour cela de calculer

15. Je tiens à remercier Roxanne Silberman, du centre Maurice Halbwachs, pour m'avoir signalé ce problème.

16. Voir par exemple Dupaquier (1976), Saboulin (1978), Prioux (1988) et Reignier-Loilier (2004).

pour chaque décennie l'écart entre la distribution observée des naissances, estimée à partir des individus présents dans le fichier, et une distribution théorique uniforme¹⁷. La figure 2 présente l'évolution de la saisonnalité des naissances en France pour chaque décennie comprise entre 1920 et 1980. On peut tirer deux leçons de ces différents graphiques. La première est que l'amplitude du mouvement saisonnier des naissances a toujours été relativement forte : la plus forte déviation du nombre de naissances constaté par rapport au nombre attendu s'établit en général à 6 % et atteint même 10 % au cours de la décennie 1970-1979. Le second enseignement que l'on peut tirer de ces graphiques est que l'allure globale du mouvement saisonnier des naissances a varié au cours du siècle : alors que jusqu'à la fin des années 1950, le nombre de naissances avait plutôt tendance à décroître au cours de l'année, les comportements démographiques se sont modifiés à partir des années 1960, à travers le déplacement du pic des naissances au deuxième trimestre (qui correspond à un pic des conceptions pendant l'été).

L'analyse des causes du mouvement saisonnier des naissances dépasse largement l'objet de cette étude et le champ de compétence de l'économiste, dans la mesure où elle fait intervenir des facteurs non seulement culturels, mais également biologiques, climatologiques, voire psychologiques¹⁸. Deux facteurs généralement invoqués pour expliquer la modification du profil de la saisonnalité des naissances au début des années 1960 méritent néanmoins être soulignés : la généralisation de la contraception, qui aurait accru la faculté de contrôler la date de naissance de son enfant, et la généralisation des congés payés, qui serait en partie responsable de l'apparition d'un pic des conceptions pendant l'été et d'un pic secondaire en décembre. Si ces deux phénomènes nous intéressent au premier chef, c'est qu'ils pourraient avoir contribué à accentuer la différenciation sociologique du mouvement saisonnier des naissances. En effet, la contraception permet aux couples de mieux accorder la date de conception et la date de naissance de leur enfant avec leurs préférences et leurs contraintes personnelles, qui peuvent dépendre en partie de leur catégorie socio-professionnelle. Les pratiques sociales relatives aux congés payés sont quant à elles suffisamment hétérogènes pour constituer un facteur important de différenciation de la saisonnalité des naissances d'un groupe social à l'autre.

La composante sociologique de la date de naissance peut être étudiée pour les cohortes les plus récentes à partir des données du recensement de 1999. Ce fichier permet en effet, pour les enfants qui vivent chez leur parents, de connaître la catégo-

17. Dans le cas des cohortes les plus anciennes, cette approche pourrait être éventuellement invalidée en présence d'une mortalité différenciée par mois de naissance (sur ce sujet, voir Doblhammer et Vaupel, 2001). Les biais potentiels associés à un tel phénomène étant relativement négligeables par rapport à l'amplitude du mouvement saisonnier des naissances, nous avons choisi de ne pas en tenir compte.

18. Sur ces différents aspects, on pourra se reporter entre autres aux études de Bumpass et al. (1978), Marini et Hodson (1981), Lutinier (1987), Sandron (1998), Leridon (1988), Oppenheimer (1988), Retherford et Sewell (1989), Bobak et Gjonca (2001) et Goldin et Katz (2002).

rie socio-professionnelle du père et de la mère. Bien que la variable d'identification des membres d'un même ménage ne figure pas dans l'extraction au quart diffusée par l'Insee, le fichier du recensement de 1999 indique néanmoins, pour chaque individu, la catégorie socio-professionnelle et la profession (en 456 postes) du père et de la mère de famille. Afin de nous limiter aux enfants susceptibles de vivre encore chez leurs parents, nous avons restreint notre échantillon aux individus nés entre le 1^{er} janvier 1980 et le 31 décembre 1998. En raison de la forte proportion d'enfants vivant dans des familles monoparentales, nous avons choisi d'étudier la saisonnalité différenciée des naissances à partir de la catégorie socio-professionnelle de la mère (la très grande majorité des enfants âgés de 0 à 18 ans présents dans l'échantillon vivant encore chez leur mère). La figure 3 indique comment la saisonnalité des naissances varie en fonction de la PCS de la mère (en 8 catégories : agriculteurs, instituteurs et professeurs, cadres, professions libérales, indépendants, employés, ouvriers, chômeurs et inactifs). Les différents graphiques montrent que la différenciation sociologique du mouvement saisonnier des naissances est relativement prononcée. Quatre modèles peuvent être schématiquement distingués : les agriculteurs avec des naissances plus nombreuses entre avril et juillet (qui correspondent à des conceptions entre mai et octobre) que pendant le reste de l'année ; les cadres et professions intermédiaires, avec un pic de conceptions pendant l'été et, dans le cas des cadres, un pic secondaire pendant les vacances d'hiver ; les indépendants, ouvriers, employés, chômeurs et inactifs, avec une saisonnalité des naissances moins marquée et un pic des naissances en juillet (conceptions en octobre). Les instituteurs et professeurs, enfin, qui constituent un groupe tout à fait à part, dans la mesure où ils se distinguent des autres catégories socio-professionnelles par l'amplitude et le profil du mouvement saisonnier des naissances. Dans leur cas, le pic des naissances s'établit en effet au mois d'avril, qui enregistre un nombre de naissances supérieur de 20 % au taux normal attendu. Bien que les causes du profil particulier des naissances des instituteurs et professeurs ne soient pas *a priori* aisées à identifier, on peut penser que le fonctionnement des congés maternité n'y est pas totalement étranger. Une naissance au mois d'avril permet en effet aux enseignantes de bénéficier de 6 semaines de congé prénatal et de 10 semaines de congé post-natal prenant fin au début des vacances d'été. Un tel choix dans la date de naissance de leur enfant donne aux femmes qui exercent le métier d'institutrice ou de professeur la possibilité d'interrompre leur activité professionnelle tout en étant rémunérées pendant une période totale de 6 mois.

Les conséquences de cette différenciation sociologique du mouvement saisonnier des naissances du point de vue de l'étude des effets économiques de la date de naissance sont loin d'être anecdotiques. Le fait que les individus nés à différentes périodes de l'année ne soient pas issus de milieux sociaux parfaitement comparables risque en effet de créer une corrélation artificielle entre la date de naissance et les

caractéristiques individuelles qui sont influencées par celles des parents. Pour se faire une idée de l'ampleur des biais engendrés par la composante sociale de la date de naissance, une approche naturelle consiste à mesurer l'ampleur des variations du revenu parental moyen d'un mois de naissance à un autre. Pour y parvenir, nous avons calculé séparément le salaire moyen du père et le salaire moyen de la mère parmi les ménages dont les enfants sont nés entre 1960 et 1998, en combinant les données du recensement et des enquêtes Emploi. On utilise le recensement de 1982 pour identifier les parents dont les enfants sont nés entre le 1^{er} janvier 1960 et le 31 décembre 1979 et le recensement de 1999 pour identifier les parents dont les enfants sont nés entre le 1^{er} janvier 1980 et le 31 décembre 1998, dans la mesure où la grande majorité des enfants âgés de moins de 22 ans vivent encore chez leurs parents. Les salaires des parents sont imputés indirectement en utilisant le salaire moyen de leur profession (en 456 postes) tel qu'il peut être calculé à partir des fichiers de l'enquête Emploi (1990-2002), séparément pour les hommes et les femmes. La principale limite de cette méthodologie est qu'elle restreint le champ d'étude aux enfants appartenant à des familles dont le père ou la mère exerce une activité salariée (ce qui exclut notamment les indépendants, les professions libérales, les inactifs et les chômeurs). Par ailleurs, l'imputation salariale est nécessairement approximative et ne tient pas compte de l'évolution de la hiérarchie salariale des professions intervenue depuis le début des années 1980. Il reste que cette procédure permet de visualiser de manière relativement précise la corrélation entre revenu parental et mois de naissance depuis le début des années 1960.

La figure 4 indique le salaire moyen (imputé) du père et de la mère des enfants nés au cours des décennies 1960 et 1970. La figure 5 correspond quant à elle aux naissances intervenues au cours des décennies 1980 et 1990. Ces différents graphiques indiquent clairement que le mois de naissance n'est pas totalement exogène par rapport au revenu des parents. On constate en effet que quelle que soit la période considérée et le sexe des parents, la courbe du salaire moyen du père et de la mère en fonction du mois de naissance des enfants a un profil sinusoïdal, avec un pic pour les naissances du mois d'avril-mai (conceptions en juillet-août) et un creux pour les naissances du mois d'août (conceptions en novembre). L'allure de cette courbe peut être assez aisément reliée à la différenciation sociologique de la saisonnalité des naissances identifiée précédemment : il est probable par exemple que le salaire moyen plus élevé des parents des enfants conçus pendant l'été provienne du fait que les cadres et professions intermédiaires font davantage d'enfants pendant l'été et moins d'enfants pendant l'automne que les employés ou les ouvriers.

3.3 Peut-on limiter les biais induits par la composante sociologique du mois de naissance ?

S'il apparaît clairement que la date de naissance ne peut être considérée comme indépendante des caractéristiques socio-démographiques des individus, il nous semble néanmoins que les biais potentiellement associés à l'utilisation de cette variable présentent un certain nombre de propriétés qui permettent de les neutraliser, au moins en partie.

Un premier élément à relever concerne la forme de l'association entre le mois de naissance et le revenu des parents. L'analyse développée plus haut à propos de l'évolution du salaire moyen des parents en fonction du mois de naissance des enfants semble indiquer que cette relation est fondamentalement non linéaire et qu'elle a une structure plus ou moins symétrique par rapport à une date qui correspondrait au milieu de l'année civile (fin juin-début juillet). Ce type de profil ne paraît pas susceptible d'introduire des biais importants si les effets que l'on cherche à mesurer évoluent linéairement avec le mois de naissance. Dans ce cas en effet, la composante sociologique du mois de naissance se manifestera simplement par une déviation symétrique des valeurs moyennes de la variable d'intérêt (note moyenne aux évaluations, taux de redoublement, etc.) par rapport à la tendance linéaire que l'on cherche à mesurer.

La seconde observation que l'on peut formuler à la lumière des graphiques des figures 4 et 5 est que l'association entre mois de naissance et revenu des parents semble relativement faible pour les mois extrêmes (janvier et décembre), dans la mesure où le salaire moyen du père ou de la mère des enfants nés au cours de ces périodes de l'année ne diffère pas sensiblement du salaire moyen. Ce phénomène suggère que la composante sociologique du mois de naissance peut être en grande partie neutralisée si on se limite aux individus nés en janvier ou en décembre de la même année. Lorsque les données le permettront, nous utiliserons cette approche pour vérifier la robustesse de nos résultats.

Enfin, on notera que s'il existe incontestablement une différenciation sociologique de la date de naissance, son ampleur reste relativement limitée : les graphiques des figures 4 et 5 indiquent en effet que l'amplitude des déviations du salaire du père ou de la mère des enfants nés au cours d'un mois donné par rapport au salaire moyen ne dépasse pas 3,5 %. Un tel ordre de grandeur ne paraît susceptible d'entraver l'estimation des effets du mois de naissance que si ces derniers sont modestes. Or les analyses développées dans la suite de cette étude indiquent que tel n'est pas le cas, en particulier lorsqu'on s'intéresse à l'impact sur les performances scolaires.

4 L'effet du mois de naissance sur les performances scolaires

Dans cette section, nous cherchons à mesurer l'impact du mois de naissance des élèves sur leurs performances tout au long de leur scolarité primaire et secondaire.

Dans le contexte éducatif français, les effets que nous mesurons pourraient *a priori* résulter de la combinaison de plusieurs facteurs : les durées inégales de scolarisation pré-élémentaire, les différences de maturité liées aux différences d'âge au moment du passage des évaluations (effet d'âge absolu), les effets d'âge relatif ou encore les effets du redoublement.

Bien que ces différents facteurs ne puissent pas être aisément dissociés, un certain nombre d'éléments empiriques nous conduisent à considérer l'âge absolu au moment des évaluations comme le facteur déterminant des écarts de performances scolaires constatés selon le mois de naissance des élèves.

4.1 Mois de naissance et durée de la scolarité pré-élémentaire

Comme expliqué dans l'introduction, les règles qui régissent en France l'âge d'entrée à l'école maternelle ont tendance à privilégier les enfants les plus âgés au sein de leur cohorte au détriment des plus jeunes, si bien que ceux qui sont nés en fin d'année ont en moyenne une scolarité pré-élémentaire plus courte que ceux qui sont nés en début d'année. Ce phénomène tient pour l'essentiel au fait qu'en raison des contraintes de capacité, les directeurs et directrices d'écoles maternelles donnent généralement, parmi les postulants à une scolarisation dès l'âge de 2 ans, la priorité aux enfants nés en début d'année par rapport aux enfants nés en fin d'année.

Les données du panel primaire de l'Éducation nationale comportent un certain nombre d'informations sur la scolarisation pré-élémentaire des élèves qui sont entrés en CP en 1997. Le graphique 6 indique le nombre moyen de mois que les élèves de l'échantillon ont passé à l'école maternelle en fonction de leur mois de naissance. À l'exception d'un pic local pour les élèves nés en mars (qui s'explique peut-être en partie par la surreprésentation des enfants d'enseignants pour ce mois de l'année), la tendance est nettement décroissante : les élèves de CP nés en décembre ont passé en moyenne 4 mois de moins à l'école maternelle que les élèves nés en janvier.

Au vu de ce graphique, il pourrait sembler naturel de penser que la plus faible durée de scolarité pré-élémentaire pénalise les performances des élèves nés à la fin de l'année indépendamment des effets de maturité liés à leur plus jeune âge au moment des évaluations. Les estimations réalisées dans l'article précédemment cité de Goux et Maurin (2008) semblent indiquer que ce n'est pas le cas : en utilisant le fait que le taux d'admission des élèves nés pendant l'été varie fortement d'une région à l'autre en raison de l'hétérogénéité des capacités d'accueil des écoles maternelles, ces auteurs

parviennent à estimer séparément l'effet lié à l'âge des élèves et l'effet lié à la durée de la scolarité pré-élémentaire et trouvent que le second n'est pas significativement différent de zéro.

Dans la suite de cette étude, nous nous appuyerons sur les résultats de Goux et Maurin pour considérer que les écarts de performances scolaires constatés entre les élèves en fonction de leur mois de naissance ne proviennent pas de leur durée inégale de scolarisation pré-élémentaire.

4.2 Comment estimer l'impact du mois de naissance sur les performances scolaires ?

L'estimation des effets de la date de naissance sur les performances scolaires des élèves français soulève un certain nombre de difficultés méthodologiques qui tiennent aux biais de sélection et d'endogénéité que nous avons évoqués dans l'introduction.

4.2.1 Différences d'âge théorique et différences d'âge réelles

Dans la mesure où, en France, les cohortes scolaires regroupent tous les élèves nés au cours d'une même année civile, une première approche pour estimer l'effet de la date de naissance sur les performances scolaires pourrait consister à régresser les scores des élèves aux épreuves d'évaluation sur leurs mois de naissance. Les résultats obtenus en appliquant cette méthode sont néanmoins difficiles à interpréter, car les coefficients estimés risquent de sous-évaluer les effets de l'âge sur les résultats scolaires.

La courbe représentée en trait plein dans le graphique 7(a) de la figure 7 indique l'âge absolu (en mois) auquel les élèves du panel primaire de l'Éducation nationale (1997) ont passé les épreuves d'évaluation de CE2, qui ont lieu au mois d'octobre. La droite représentée en trait discontinu indique quant à elle l'âge théorique auquel ces élèves auraient dû passer l'épreuve s'ils étaient entrés en CP à l'âge normal et n'avaient pas redoublé depuis. On constate que le tracé de ces deux courbes diffère sensiblement et que l'écart a tendance à croître avec le mois de naissance. Deux séries de facteurs peuvent être invoqués pour expliquer ce phénomène.

La raison pour laquelle on observe que l'âge moyen auquel les élèves nés en début d'année passent les épreuves d'évaluation de CE2 est inférieur à l'âge théorique (le phénomène inverse peut être observé pour les élèves nés en fin d'année) tient au fait qu'un petit nombre d'élèves entrent à l'école primaire à un âge qui ne correspond pas à l'âge « normal ». Les données du panel primaire de l'Éducation nationale indiquent par exemple que si 97 % des élèves de l'échantillon entrés en classe de CP sont nés en 1991, 1,5 % d'entre eux sont nés en 1989 ou en 1990 et les 1,5 % restants sont nés en 1992. Or les élèves en retard ou en avance par rapport à l'âge théorique ne sont pas répartis uniformément dans l'année : les élèves scolarisés avec un an d'avance

sont généralement nés en début d'année, alors que ceux qui sont scolarisés avec un ou deux ans de retard sont plutôt nés en fin d'année. Les causes d'un tel phénomène sont à rechercher du côté de la volonté de certains parents, soit d'éviter à leur enfant né en fin d'année de se retrouver parmi les plus jeunes de sa classe (cas des enfants scolarisés avec un an ou deux ans de retard par rapport à l'âge théorique), soit au contraire, pour les enfants nés en début d'année, de leur permettre d'entrer plus rapidement à l'école primaire sans pour autant être trop jeunes par rapport à leurs camarades de classe (cas des enfants scolarisés avec un an d'avance).

Si l'entrée précoce ou tardive des élèves en CP explique une petite partie de l'écart observé entre âge réel et âge théorique de passage des épreuves de CE2, la principale cause de cette différence tient au fait que les élèves n'ont pas la même probabilité de redoubler ou de sauter une classe en fonction de leur mois de naissance. L'impact du mois de naissance sur la probabilité de redoublement sera analysée en détail dans la section 5. Constatons simplement que ce phénomène a pour effet de réduire l'écart d'âge relatif entre les élèves nés en fin d'année et leurs camarades nés en début d'année. Le phénomène inverse se produit pour les élèves qui sautent une classe : les données du panel primaire indiquent que sur les 1,5 % d'élèves de l'échantillon qui ont sauté une ou deux classes au cours de leur scolarité primaire, la plupart sont nés en début d'année.

L'ensemble de ces facteurs tend à réduire l'écart d'âge relatif entre les élèves au moment où ils passent les épreuves d'évaluation. On risque par conséquent de sous-estimer les effets d'âge liés à la date de naissance en régressant les scores obtenus à ces épreuves sur le mois de naissance. Il faut noter que la sous-estimation des effets de l'âge risque d'être d'autant plus importante que ces effets sont évalués à une étape plus avancée du parcours éducatif, dans la mesure où les écarts d'âge relatifs ont tendance à se réduire à mesure que l'influence du mois de naissance sur la probabilité de redoublement fait sentir ses effets. La figure 7(b) révèle par exemple qu'au moment où les élèves passent les épreuves du Brevet, l'écart d'âge relatif réel entre les élèves nés en décembre et les élèves nés en janvier n'est plus en moyenne que de 7 mois environ, alors que l'écart d'âge théorique est de 11 mois.

4.2.2 Stratégie d'estimation

Dans ces conditions, il semblerait plus légitime de mesurer l'effet de l'âge sur les performances scolaires en régressant les scores individuels non plus sur le mois de naissance, mais sur l'âge absolu des élèves à la date des évaluations. Cette approche souffre néanmoins d'un biais d'endogénéité, dans la mesure où l'âge absolu de passage d'une épreuve ne peut être considéré comme une variable indépendante des capacités de réussite scolaire, qui ne sont pas directement observables. Les élèves les plus vieux au moment du passage d'une épreuve d'évaluation sont en effet des redoublants et sont donc *a priori* moins doués à l'école que les autres élèves. Inversement, les élèves

les plus jeunes au moment du passage de l'épreuve ont souvent sauté une classe, ce qui semble indiquer qu'ils manifestent de meilleures dispositions pour les études que leurs camarades. La combinaison de ces deux phénomènes induit mécaniquement une forte corrélation négative entre l'âge absolu de passage de l'épreuve et le terme d'erreur de la régression, ce qui conduit à sous-estimer l'effet causal de l'âge sur les performances scolaires, voire à en inverser le signe.

Pour résoudre la difficulté liée à l'endogénéité de la variable d'âge absolu dans l'équation de score individuel, nous nous inspirons de la méthodologie proposée par Bedard et Dhuey (2006), qui consiste à instrumenter l'âge absolu d'un élève au moment des évaluations par la différence d'âge qui le sépare des individus nés en décembre de son année de naissance. Cette transformation affine du mois de naissance¹⁹ vaut par exemple 3 pour les élèves nés au mois de septembre, indiquant qu'ils ont trois mois de plus que les individus les plus jeunes de leur cohorte scolaire. La validité de cet instrument repose sur deux hypothèses : d'une part, il faut qu'il soit corrélé avec l'âge absolu auquel les élèves passent les épreuves d'évaluation ; d'autre part, il faut qu'il ne détermine pas les performances scolaires autrement qu'en influençant l'âge absolu de passage des épreuves. La première condition est facilement vérifiée, dans la mesure où l'âge absolu des élèves est fortement corrélé à leur position au sein de leur cohorte scolaire (cette corrélation est de 1 pour les élèves qui passent l'épreuve à l'âge normal). La seconde condition nécessite une discussion plus approfondie. Pour que notre instrument soit valide, il faut que le mois de naissance n'ait pas d'influence propre sur les performances scolaires, une fois pris en compte l'âge absolu de l'élève.

Le principal facteur susceptible d'invalider cette condition d'exclusion a été mentionné dans la partie précédente : la composante sociologique du mois de naissance implique que la position d'un élève au sein de sa cohorte scolaire est corrélée avec un certain nombre de caractéristiques parentales qui agissent directement sur les performances scolaires. Pour les raisons mentionnées plus tôt et qui tiennent essentiellement à la forme de l'association entre date de naissance et caractéristiques socio-démographiques, il ne nous semble pas que ce phénomène soit de nature à biaiser fortement nos estimations. Nous proposerons néanmoins deux méthodes pour tester la sensibilité de nos résultats à la prise en compte de ce phénomène : d'une part, en incluant dans nos régressions une série de contrôles socio-démographiques, où figurent notamment la catégorie socio-professionnelle du père et de la mère ; d'autre part, en restreignant nos échantillons aux élèves nés aux mois de janvier et de décembre, dans la mesure où la composante sociologique de ces mois de naissance paraît relativement modeste (voir plus haut).

Il faut également noter que les coefficients estimés au moyen de cette approche peuvent être contaminés par les autres effets du mois de naissance sur les perfor-

19. égale à 12 - mois de naissance.

mances scolaires : l'effet de l'âge d'entrée à l'école, l'effet d'âge relatif et l'effet du redoublement. Les deux premiers effets auront tendance à augmenter l'impact apparent de l'âge de passage des évaluations (prédit par le mois de naissance) sur les performances scolaires, dans la mesure où ils ne peuvent que renforcer le handicap scolaire subi par les élèves nés en fin d'année. Le redoublement est quant à lui susceptible de jouer dans les deux sens : s'il a un impact négatif sur les performances scolaires, il aura tendance à accroître l'effet apparent de l'âge ; si au contraire il a un impact positif sur les performances scolaires, il tendra à en atténuer l'effet.

Les travaux empiriques mentionnés dans l'introduction suggèrent que l'impact de l'âge d'entrée à l'école et l'effet d'âge relatif sont relativement faibles par rapport à l'effet de l'âge absolu de passage des évaluations (Leuven et al., 2006 ; Fredriksson et Ockert, 2006 ; Crawford et al., 2007). Il nous paraît donc raisonnable de considérer que la contamination de nos estimations par les effets d'âge relatif et d'âge d'entrée à l'école est d'une ampleur limitée. L'impact du redoublement sur les performances scolaires ne peuvent pas en revanche être écartés *a priori*, sauf en ce qui concerne les élèves entrant en CP qui, par définition, ne sont pas concernés par ces effets. Nous verrons plus loin que la comparaison de nos estimations avec celles obtenues par Crawford et al. (2007) sur données anglaises semble indiquer que la part du redoublement dans les effets de l'âge sur les performances scolaires est relativement marginale.

4.3 Résultats des estimations

Les données scolaires dont nous disposons nous permettent de mesurer l'impact de l'âge absolu des élèves sur leurs performances scolaires tout au long de leur scolarité primaire et secondaire, du CP jusqu'aux épreuves anticipées de français du Baccalauréat. Afin de faciliter la comparaison des coefficients estimés, nous avons normalisé l'ensemble des scores utilisés de manière à ce que la moyenne de chacun soit égale à 0 et l'écart-type à 1.

Les mesures de performances disponibles. Nos estimations pour l'école primaire sont réalisées à partir du panel primaire de l'Éducation nationale, qui comporte deux séries d'évaluations : à la rentrée de l'année de CP et à la rentrée de l'année de CE2. Les évaluations de CE2 sont disponibles pour les élèves qui n'ont pas redoublé (session de 1999) et pour ceux qui ont redoublé une fois (session de 2000). Les performances individuelles aux épreuves d'évaluation des acquis à l'entrée en CP peuvent être mesurées au moyen d'un score global qui synthétise les résultats obtenus dans les cinq grands domaines de connaissances évalués²⁰. Les résultats aux

20. Les épreuves couvraient les domaines suivants : connaissances générales ; compétences verbales et familiarité avec l'écrit ; compétences logiques et familiarité avec le nombre ; concepts liés au temps et à l'espace ; comportements socio-cognitifs.

épreuves nationales d'évaluation des acquis en CE2 sont pour leur part mesurés sous la forme d'un score global en mathématiques et d'un score global en français.

Au collège, nous disposons de mesures d'évaluation des performances en sixième et en troisième. Le fichier du panel secondaire de l'Éducation nationale permet de connaître le score obtenu aux épreuves de mathématiques et de français des élèves de l'échantillon scolarisés en sixième à la rentrée 1995. Les résultats obtenus aux épreuves du Diplôme national du Brevet (DNB) peuvent être mesurés à partir de deux sources distinctes. On connaît d'une part les notes obtenues par les élèves du panel secondaire aux épreuves du contrôle continu en mathématiques, en français et en première langue vivante. Les résultats sont disponibles pour trois sessions : 1999 (élèves qui n'ont pas redoublé), 2000 (élèves qui ont redoublé une fois au collège), 2001 (élèves qui ont redoublé deux fois au collège). Pour éviter qu'un même élève apparaisse plusieurs fois (cas des élèves qui ont redoublé leur troisième), on ne retient que les résultats obtenus lors du premier passage de l'examen du Brevet. Le fichier du Diplôme national du Brevet permet quant à lui de connaître les résultats aux épreuves du contrôle terminal (mathématiques, français et histoire-géographie) de tous les élèves qui ont passé l'examen en 2004, ainsi que la note moyenne qu'ils ont obtenue à l'ensemble des épreuves du DNB²¹. Le caractère exhaustif de ce fichier permet d'atteindre une grande précision dans l'estimation des effets de l'âge sur les performances scolaires lorsque les élèves terminent le premier cycle de l'enseignement secondaire.

Au-delà du collège, les effets sont plus délicats à mesurer. On ne dispose en effet que des résultats obtenus aux épreuves anticipées de français du Baccalauréat (qui ont lieu à la fin de l'année de première) par les élèves du panel secondaire qui ont poursuivi leurs études dans un lycée d'enseignement général et technologique et qui n'ont pas redoublé entre la sixième et la première. Cet échantillon se caractérise donc par un biais de sélection important, à la différence de ceux utilisés pour mesurer l'impact de l'âge sur les performances scolaires en primaire et au collège. Parce que les élèves nés en fin d'année ont plus souvent tendance à redoubler au collège et à être orientés dans l'enseignement professionnel (deux phénomènes que nous analyserons plus en détail dans la section 5), il est probable que les estimations obtenues en utilisant les notes au Bac français auront tendance à sous-estimer légèrement l'effet de l'âge de passage des épreuves sur les performances scolaires.

Estimations. Le tableau 1 présente les résultats de nos estimations. Les coefficients de la colonne 1 correspondent à l'approche naïve qui consiste à régresser les scores individuels sur l'âge absolu des élèves (en mois). Le fait qu'ils soient tous de signe négatif pour les évaluations réalisées après la classe de CP indique claire-

21. La note moyenne à l'examen du Brevet est calculée en appliquant un coefficient de 6 à l'ensemble des trois épreuves du contrôle terminal (mathématiques, français, histoire-géographie) et un coefficient de 9, 10 ou 11 (selon la série) aux épreuves du contrôle continu.

ment que le biais d'endogénéité de l'âge contamine fortement les estimations : les performances plus faibles des élèves nés en fin d'année s'expliquent pour l'essentiel par leur probabilité plus forte d'avoir redoublé au cours de leur scolarité. Les colonnes suivantes indiquent les résultats des estimations réalisées en instrumentant l'âge absolu de passage des épreuves par la différence d'âge séparant l'élève des individus nés en décembre de son année de naissance. Les coefficients de la régression de première étape et de la forme réduite sont reportés dans les colonnes 2 et 3. La colonne 4 présente quant à elle les coefficients de la régression de seconde étape, qui mesure l'impact causal de l'âge sur les performances scolaires. Les coefficients de la colonne 2 indiquent que l'âge auquel les élèves passent les évaluations est fortement corrélé avec leur différence d'âge par rapport aux individus nés en décembre de leur année de naissance. Cette corrélation, égale à 0,9 en CP, a logiquement tendance à décroître à mesure que l'on avance dans la scolarité et que les effets du redoublement sur l'âge de passage des épreuves se font sentir avec plus d'intensité. Le fait qu'elle soit plus élevée pour les élèves passant les épreuves du Bac français que pour les candidats au BEPC peut s'interpréter comme la conséquence des biais de sélection mentionnés plus haut au sujet des élèves du panel secondaire qui n'ont pas redoublé entre la sixième et la première.

Plusieurs enseignement peuvent être tirés des estimations obtenues en appliquant la méthode des variables instrumentales pour mesurer l'impact causal de l'âge sur les performances scolaires (colonne 4 du tableau). Le premier constat est que les effets en jeu sont loin d'être négligeables : au CP, chaque mois supplémentaire dans l'âge des élèves se traduit par une augmentation des performances égale à 6 % de l'écart-type de la distribution des scores, ce qui signifie que les élèves nés en décembre subissent une pénalité égale à près de 70 % d'un écart-type par rapport à leurs camarades nés en janvier²², ce qui est considérable. La seconde observation que l'on peut formuler à la lumière de ces estimations est que si les effets de l'âge tendent à diminuer à mesure que les élèves progressent dans leur scolarité, ils continuent néanmoins à se manifester dans l'enseignement secondaire : par rapport au CP, la pénalité subie par les élèves nés en décembre est divisée par 2 au CE2, puis encore par deux au moment où les élèves passent les épreuves de l'examen du Brevet. Elle reste néanmoins relativement élevée, puisqu'elle représente encore entre 10 et 20 % d'un écart-type selon les épreuves. Nos estimations semblent également indiquer que les effets de l'âge sur les performances scolaires persistent au lycée : bien qu'étant probablement sous-estimé, le coefficient demeure en effet significatif au seuil de 10 % pour les notes obtenues par les élèves aux épreuves écrites de français du Baccalauréat et la pénalité associée à une différence d'âge de 11 mois est égale à environ 10 % d'un écart-type. Le troisième enseignement de ces régressions est que

22. Cette pénalité est calculée en multipliant par 11 les coefficients reportés dans la colonne 4 du tableau.

les effets de l'âge ne s'exercent avec la même intensité dans toutes les matières : il semblerait en particulier que la pénalité subie par les élèves nés en décembre diminue plus rapidement en mathématiques qu'en français ou en histoire-géographie. Quel que soit l'échantillon considéré (panel secondaire ou base du DNB), on constate que l'effet de l'âge sur le score obtenu par les élèves aux épreuves de mathématiques est significativement plus faible que dans les autres matières, alors qu'il est à peine inférieur en CE2.

Tests de robustesse. Afin de vérifier la sensibilité de nos résultats à la prise en compte de la composante sociologique du mois de naissance, nous avons réalisé deux séries de tests. La première vérification passe par l'inclusion dans les régressions d'un certain nombre de contrôles socio-démographiques, où figurent notamment la PCS des parents²³. Nous avons ajouté à cette liste de variables les informations dont on dispose sur les caractéristiques de l'établissement fréquenté par l'élève²⁴. Les coefficients obtenus, qui sont reportés dans la colonne 5 du tableau, sont très proches de ceux issus des régressions dépourvues de contrôles socio-démographiques ou scolaires. La stabilité de nos estimations semble indiquer que la différenciation sociale imputable au mois de naissance n'explique pas nos résultats.

Le second test proposé consiste à restreindre les échantillons utilisés aux élèves nés en janvier ou en décembre uniquement, dans la mesure où il semble que ces deux mois de naissance ne soient pas particulièrement affectés par le biais sociologique mis en évidence dans la section 3. Là encore, les coefficients sont à peine modifiés et semblent confirmer la robustesse des conclusions tirées des précédentes estimations.

Analyse par sous-groupes d'élèves. Les effets de l'âge sur les performances scolaires pénalisent-ils tous les élèves de la même manière? Pour répondre à cette question, nous avons procédé à des analyses par sous-échantillons, dont les résultats sont présentés dans le tableau 2.

Dans les deux premières colonnes du tableau sont reportés les coefficients de la régression de seconde étape pour les garçons et les filles séparément, en incluant un certain nombre de contrôles socio-démographiques et scolaires. Ces résultats indiquent que quel que soit l'âge considéré, les effets mesurés ne diffèrent pas sensiblement selon le sexe des élèves.

23. Pour les échantillons construits à partir du PPEN 1997 et du PSEN 1995, la liste des variables de contrôle socio-démographiques inclut le sexe de l'élève, la profession du père et celle de la mère. Pour l'échantillon issu de la base du DNB 2004, la liste des contrôles inclut le sexe de l'élève et le fait qu'il soit handicapé ou non.

24. Pour les échantillons construits à partir du PPEN 1997 et du PSEN 1995, ces variables incluent la tranche d'unité urbaine de la commune de l'établissement scolaire, son statut (public ou privé), son appartenance ou non à une ZEP, le nombre d'élèves dans la classe fréquentée par l'élève ainsi que l'année de passage de l'évaluation. Pour l'échantillon construit à partir de la base du DNB 2004, la liste des contrôles inclut le statut (public ou privé) de l'établissement et le nombre d'élèves inscrits aux épreuves de l'examen du DNB au sein de l'établissement.

Tel ne semble pas être le cas lorsqu'on compare les effets de l'âge en fonction du milieu social d'origine. Les coefficients reportés dans les colonnes 3 et 4 du tableau correspondent aux estimations réalisées en divisant grossièrement l'échantillon en fonction de la PCS du chef de famille : d'un côté, les élèves issus de milieux plutôt favorisés²⁵ ; de l'autre, les élèves issus de milieux plutôt défavorisés²⁶. La comparaison des coefficients indique qu'à l'école primaire, les effets d'âge sont plus prononcés pour les seconds que pour les premiers : l'impact de l'âge de passage des examens sur le score des élèves défavorisés est supérieur de 20 à 50 % à l'impact pour les élèves favorisés et l'écart est significatif au seuil de 5 % pour les scores obtenus aux épreuves de mathématiques en CE2. Plus tard dans la scolarité, l'écart tend à s'inverser, puisqu'on observe que l'impact de l'âge sur les résultats au DNB est significativement plus élevé pour les élèves défavorisés que pour les élèves favorisés. Il paraît cependant difficile d'interpréter ce phénomène comme le signe d'une disparition plus rapide des effets d'âge pour les élèves les moins favorisés socialement : ces derniers ayant davantage redoublé au cours de leur scolarité, ils sont plus âgés que les autres lorsqu'ils passent les épreuves d'évaluation, donc *a priori* moins concernés par les effets de maturité.

Synthèse. Les résultats de nos estimations sont présentés de manière synthétique dans la figure 8. Sur ce graphique sont reportés les coefficients de la colonne 5 du tableau 1, que l'on a regroupés en trois catégories : effet sur le score global, sur le score en mathématiques et sur le score en français. Malgré l'hétérogénéité des sources utilisées, les courbes indiquant l'évolution des effets tout au long du parcours éducatif sont remarquablement cohérentes : elles montrent que l'effet de l'âge sur les performances scolaires diminue à mesure que les élèves avancent dans le cursus scolaire. Elles semblent également indiquer que la décroissance est plus rapide en mathématiques qu'en français.

4.4 Comparaison avec les estimations sur données britanniques

Les résultats que nous venons de commenter révèlent que l'âge des élèves influence significativement leurs performances à l'école et que la pénalité subie par les élèves nés en fin d'année persiste tout au long de leur scolarité. Ils ne permettent pas cependant de déterminer précisément quelle est la part de ces effets qui est due au redoublement. On peut néanmoins tenter de s'en faire une idée approximative en comparant nos résultats avec ceux obtenus sur données britanniques par Crawford et al. (2007). La quasi-absence de redoublement au Royaume-Uni constitue en effet

25. indépendants, professions libérales, cadres et professions intellectuelles, professions intermédiaires.

26. agriculteurs, employés, ouvriers, chômeurs et inactifs.

une caractéristique institutionnelle particulièrement utile pour servir de point de comparaison avec la France : sous l’hypothèse que les effets de maturité ne diffèrent pas sensiblement dans les deux pays, la comparaison de la rapidité avec laquelle l’impact apparent de l’âge sur les performances scolaires s’atténue peut nous renseigner sur le rôle spécifique du redoublement en France.

Crawford et al. utilisent les scores obtenus aux tests nationaux d’évaluation des connaissances par les élèves scolarisés au Royaume-Uni pour mesurer l’impact de l’âge sur les performances scolaires à l’âge de 5 ans (*Foundation Stage*), 7 ans (*Key Stage 1*), 11 ans (*Key Stage 2*), 14 ans (*Key Stage 3*) et 16 ans (*Key Stage 4*). Les scores individuels sont globaux à 5 et 7 ans et sont disponibles séparément en mathématiques, en anglais et en sciences à l’âge de 11, 14 et 16 ans. Afin de faciliter la comparaison avec les scores obtenus par les élèves français, nous avons choisi de limiter notre comparaison à la moyenne des effets estimés en mathématiques et en anglais. Les estimations utilisées pour les élèves français sont calculées à partir des coefficients reportés dans la colonne 4 du tableau 1 : effet de l’âge sur le score global pour le CP, moyenne des effets sur le score en mathématiques et en français pour le CE2, la sixième et la troisième (examen final). Au Royaume-Uni, l’âge moyen des élèves au moment des évaluations est calculé en supposant qu’ils appartiennent tous à la même cohorte scolaire (ce qui est presque toujours le cas). En France, l’âge moyen de passage des évaluations est calculé à partir des informations contenues dans les panels primaire et secondaire, ainsi que dans la base du DNB 2004.

Le tableau 3 présente les résultats de cette comparaison et la figure 9 en propose une visualisation graphique. Les points symbolisés par un triangle correspondent aux effets estimés de l’âge (en mois) sur les performances scolaires au Royaume-Uni, en fonction de l’âge (en années) des élèves au moment des évaluations. Les estimations obtenues sur données françaises sont quant à elles symbolisées par un carré. De manière particulièrement remarquable, le profil décroissant des effets de l’âge (en mois) sur les performances scolaires se superpose presque exactement dans les deux pays. Cette comparaison semble corroborer l’hypothèse d’un impact relativement faible du redoublement sur les performances scolaires. Si le redoublement avait un impact positif ou négatif sur les résultats des élèves, on devrait en effet observer une dissociation des deux courbes pour les effets mesurés au-delà de l’âge de 6 ans (les effets mesurés en CP n’étant pas susceptibles d’être contaminés par le redoublement). Or le graphique ne laisse pas apparaître de franche divergence, ce qui semble indiquer soit que les effets positifs ou négatifs du redoublement sont négligeables par rapport aux effets de l’âge auquel les élèves passent les examens, soit qu’ils s’annulent mutuellement.

5 L'effet du mois de naissance sur les trajectoires éducatives

Si le handicap subi par les élèves nés en fin d'année par rapport à leurs camarades nés en début d'année se limitait à un moindre développement intellectuel au moment des évaluations, il n'y aurait pas *a priori* de raison de penser que la date de naissance puisse influencer significativement leur parcours scolaire et leur vie professionnelle, dans la mesure où les effets d'âge ont presque entièrement disparu lorsque les élèves atteignent la fin de la scolarité obligatoire.

En réalité, le système éducatif français présente un certain nombre de caractéristiques institutionnelles qui pourraient contribuer à amplifier les effets de la date de naissance en les rendant responsables de trajectoires scolaires différenciées. Dans cette partie, nous nous intéressons aux effets propres de trois de ces spécificités institutionnelles : le redoublement, l'orientation et l'obligation scolaire.

5.1 Impact sur le redoublement

L'influence du mois de naissance sur la probabilité de redoubler a déjà été évoquée dans le cadre de l'estimation des effets de l'âge sur les performances scolaires. Nous proposons ici d'en évaluer précisément l'impact en fonction de l'âge des élèves, à partir des données du panel primaire de l'Éducation nationale et de la base Scolarité pour le secondaire.

Nous mesurons le redoublement comme la probabilité d'avoir au moins un an de retard scolaire. Pour calculer la proportion d'élèves en retard entre l'âge de 6 ans et l'âge de 10 ans, nous avons utilisé les informations contenues dans le panel primaire sur les élèves entrés en CP en 1997 : à chaque rentrée scolaire, on connaît la classe fréquentée, ce qui permet de savoir si l'élève a redoublé ou non. Le calcul de la proportion d'élèves en retard entre l'âge de 11 ans et l'âge de 15 ans est un peu plus compliqué à réaliser, dans la mesure où les éditions annuelles de la base Scolarité ne contiennent que les élèves qui sont inscrits dans les premier et second cycle de l'enseignement secondaire et ne comptabilisent pas ceux qui sont encore dans l'enseignement primaire²⁷. Pour les besoins de notre étude, nous avons choisi de suivre le parcours secondaire des élèves nés en 1989, qu'ils soient scolarisés dans le secteur public ou dans le secteur privé. Le calcul de la proportion d'élèves en retard à l'âge de 13, 14 et 15 ans au sein de cette cohorte peut être effectué sans difficulté à partir des bases Scolarité 2002-2003, 2003-2004 et 2004-2005, dans la mesure où la quasi-totalité des élèves d'une cohorte donnée sont alors présents dans

27. Nous avons renoncé à calculer la proportion d'élèves en retard au-delà de l'âge de 15 ans dans la mesure où nombre d'entre eux sont sortis du système éducatif ou ne sont pas comptabilisés même s'ils sont encore scolarisés.

le fichier²⁸. Les bases Scolarité ne permettant pas de connaître l'année d'entrée en CP, nous supposons que tous ces élèves ont commencé l'école primaire l'année de leurs 6 ans, soit en 1983. Pour connaître la proportion d'élèves nés en 1989 qui sont en retard à l'âge de 11 et 12 ans, nous avons reconstitué les effectifs manquants des bases scolarité 2000-2001 et 2001-2002 à partir des effectifs constatés lorsque les élèves de cette cohorte ont atteint l'âge de 13 ans (base scolarité 2002-2003). Les calculs sont effectués séparément pour chaque mois de naissance. Tous les élèves qui ont été ainsi ajoutés aux bases scolarité 2000-2001 et 2001-2002 sont considérés comme ayant un an de retard ou plus.

Le graphique de la figure 10 indique la proportion d'élèves en retard à l'âge de 7, 11 et 15 ans en fonction de leur mois de naissance. L'augmentation du taux de retard scolaire avec le mois de naissance est spectaculaire : à 15 ans, 51 % des élèves nés en décembre ont redoublé contre seulement 35 % pour ceux nés en janvier. On constate également que la pente des courbes de ce graphique n'augmente pas sensiblement entre l'âge de 11 ans et l'âge de 15 ans, ce qui semble indiquer que l'influence du mois de naissance sur le redoublement s'exerce surtout au cours de la scolarité primaire.

Pour mesurer plus précisément l'évolution de ce phénomène pendant la scolarité des élèves, nous utilisons un modèle Probit qui nous permet d'estimer l'impact marginal du mois de naissance sur la probabilité d'avoir une ou plusieurs années de retard scolaire entre l'âge de 7 ans et l'âge de 15 ans. Les résultats de nos estimations sont indiquées dans le tableau 4. Les effets marginaux estimés sont reportés dans la colonne 1 et la pénalité subie par les élèves nés en décembre par rapport aux élèves nés en janvier dans la colonne 2. Des estimations séparées en fonction du milieu social d'origine sont présentées dans les colonnes 3-4 (élèves plutôt favorisés socialement) et 5-6 (élèves plutôt défavorisés socialement). La figure 11 propose une présentation graphique de la pénalité subie par les élèves nés en décembre par rapport aux élèves nés en janvier.

Lorsque tous les élèves sont inclus dans l'échantillon, les régressions indiquent que le mois de naissance influence significativement la probabilité de redoubler tout au long de scolarité mais que l'essentiel des effets intervient au cours de la scolarité primaire : à l'âge de 11 ans, les élèves nés en décembre ont une probabilité d'avoir redoublé à l'école primaire supérieure de 14 points à ceux qui sont nés en janvier, ce qui représente un taux deux fois supérieur. On remarque également que les effets du mois de naissance sur le redoublement se caractérisent par des augmentations particulièrement marquées à l'âge de 7 ans, 8 ans et 11 ans. Ces âges correspondent aux classes que l'on fait redoubler le plus souvent : le CP, le CE1 et le CM2. Au collège, les effets du mois de naissance n'ont plus qu'un effet très faible sur le taux de redoublement.

28. Très rares sont en effet les élèves qui ont redoublé plus de deux fois au cours de leur scolarité primaire.

Les estimations séparées en fonction du milieu social d'origine révèlent que jusqu'à l'âge de 11 ans, l'effet marginal du mois de naissance sur la probabilité de redoubler est deux fois plus élevé pour les élèves socialement défavorisés que pour les élèves socialement favorisés. Dans la mesure où les premiers redoublent en moyenne deux fois plus que les seconds, ce résultat semble indiquer que le mois de naissance a un effet multiplicateur sur les facteurs qui conditionnent le redoublement. Le graphique de la figure 11 révèle également que l'impact du mois de naissance sur le redoublement persiste plus longtemps pour les élèves favorisés que pour les élèves défavorisés : l'écart entre la proportion de redoublants chez les élèves nés en décembre et les élèves nés en janvier reste stable (voire diminue un peu) après l'âge de 11 ans pour les premiers, alors qu'il continue à augmenter pour les seconds. Ce phénomène tient probablement au fait que les difficultés scolaires des élèves de milieux défavorisés sont plus prononcées, donc détectées plus tôt que celles des élèves de milieux favorisés. Dans la mesure où les redoublements multiples sont rares, les élèves du premier groupe pourraient avoir tendance à être davantage protégés contre le redoublement au collège que les élèves du second groupe. Cette analyse conduit à nuancer l'idée selon laquelle l'effet du mois de naissance sur le redoublement ne s'exercerait qu'à l'école primaire : pour les élèves issus de milieux plutôt privilégiés socialement, cet effet persiste au collège.

5.2 Mois de naissance et orientation scolaire

En augmentant la probabilité de redoubler, le mois de naissance ne se limite pas à retarder la progression des élèves dans leur cursus éducatif. Il est en effet probable que le signal négatif associé au retard scolaire contribue à influencer les choix d'orientation qui interviennent à la fin de la classe de troisième et qui se résument pour l'essentiel à la poursuite d'études généralistes dans un lycée d'enseignement général et technologique, ou à la poursuite d'une formation professionnelle dans un lycée professionnel conduisant au bout de deux ou trois ans à l'obtention d'un CAP ou d'un BEP.

Afin de mesurer précisément l'impact du mois de naissance sur l'orientation, il aurait idéalement fallu disposer de données de panel permettant de suivre les élèves tout au long de leur scolarité. En effet, il ne suffit pas de comparer à une date donnée la répartition des élèves d'une même cohorte scolaire entre filière générale et filière professionnelle pour savoir si la date de naissance influence l'orientation, car les élèves nés en fin d'années sont plus souvent en retard par rapport à leur camarades nés en début d'année. Il est donc probable qu'on observe que les élèves qui entrent en CAP ou en BEP à l'âge de 15 ans (et qui n'ont donc pas redoublé au cours de leur scolarité) sont surreprésentés parmi les élèves nés en début d'année et qu'à l'inverse, les élèves qui entrent dans la filière professionnelle à des âges plus avancés aient plutôt tendance à être nés en fin d'année.

Bien qu'elles ne permettent pas de suivre l'ensemble de la scolarité des élèves, les bases Scolarité peuvent néanmoins être utilisées pour estimer l'impact du mois de naissance sur l'orientation scolaire, dans la mesure où elles indiquent pour chaque élève non seulement la formation suivie pendant l'année en cours, mais également la formation suivie l'année précédente. En exploitant les informations contenues dans les bases Scolarité 2000-2001 à 2004-2005, on peut ainsi connaître l'orientation en fin de collège de la quasi-totalité des élèves nés en 1986, que ceux-ci soient entrés en troisième avec un an d'avance, à l'âge normal ou avec un à trois ans de retard. Nous avons pour cela sélectionné au sein des échantillons de chacune des cinq bases les élèves nés en 1986, scolarisés dans un lycée général ou professionnel et qui étaient en troisième (générale, technologique ou SEGPA) au cours de l'année $n - 1$. Au total, cette procédure permet de reconstituer l'orientation de 82 % des élèves nés en 1986 (par rapport aux effectifs comptabilisés dans la base Scolarité 2000-2001 lorsque ces élèves avaient 14 ans). Les 18 % restants correspondent aux élèves qui ont arrêté leurs études avant d'entrer dans le second cycle de l'enseignement secondaire.

La figure 12 indique l'orientation suivie après la troisième par les élèves nés en 1986 en fonction de leur mois de naissance. Ces graphiques révèlent que la probabilité d'entrer dans la filière professionnelle plutôt que dans la filière générale est manifestement influencée par le mois de naissance. On constate en effet que 26,5 % des élèves nés en décembre sont scolarisés dans un lycée professionnel après la troisième, contre 23,7 % des élèves nés en janvier. À l'inverse, ils ne sont que 55,2 % à être scolarisés en seconde générale, contre 58,3 % pour ceux qui sont nés en janvier. Le mois de naissance ne semble pas en revanche induire un plus fort taux d'abandon des études après le collège chez les élèves nés en fin d'année par rapport à leurs camarades nés en début d'année. La courbe indiquant la proportion d'élèves qu'on ne retrouve pas dans le second cycle de l'enseignement secondaire se caractérise en effet par une forme sinusoïdale qui semble essentiellement refléter la composante sociologique du mois de naissance. Comme on a pu le voir précédemment (cf. figure 5), les élèves nés au second trimestre sont issus de familles légèrement plus aisées en moyenne que les élèves nés au troisième trimestre : il est donc logique de constater qu'ils sont un peu moins nombreux à abandonner leurs études après le collège.

Le tableau 5 présente l'estimation de l'impact du mois de naissance sur l'orientation des élèves en fin de troisième. Les effets marginaux estimés au moyen d'un modèle Probit multinomial sur l'échantillon de tous les élèves nés en 1986 sont reportés dans la colonne 1 et la colonne 2 indique la pénalité correspondante pour les élèves nés en décembre par rapport aux élèves nés en janvier. Pour réduire autant que possible l'influence de la composante sociologique du mois de naissance, on présente dans les colonnes 3 et 4 les coefficients de la même régression sur l'échantillon des élèves nés uniquement en janvier et en décembre. Ces résultats montrent que le mois de naissance augmente de manière significative la probabilité d'être orienté en

lycée professionnel (la pénalité subie par les élèves nés en décembre par rapport aux élèves nés en janvier étant de l'ordre de 3 points de pourcentage) et réduit d'autant la probabilité d'être orienté en lycée général. Le mois de naissance ne semble pas avoir en revanche d'impact significatif sur la probabilité d'abandonner ses études avant le lycée.

Nous présentons le résultat des analyses par sous-groupes d'élèves dans le tableau 6. La comparaison des coefficients estimés séparément pour les filles et les garçons indique que l'effet du mois de naissance sur l'orientation ne varie pas en fonction du sexe des élèves. En revanche, les coefficients sont plus élevés pour les élèves de milieu défavorisé que pour les élèves de milieu favorisé : le mois de naissance réduit leur probabilité d'être orientés en lycée général de 4 points, augmente leur probabilité d'être orientés en lycée professionnel de 3 points et augmente d'un point leur probabilité d'abandonner les études après le collège.

5.3 Mois de naissance et obligation scolaire

Le dernier effet du mois de naissance que nous analysons dans cette partie concerne le moment que les individus choisissent pour arrêter leurs études. Ainsi que nous l'avons mentionné dans l'introduction, l'obligation scolaire fonctionne en France de telle sorte que les individus nés en début d'année peuvent théoriquement quitter l'école plus tôt que ceux qui sont nés en fin d'année. On peut donc s'attendre à ce que leur durée moyenne d'études soit un peu plus courte.

Les données dont nous disposons ne nous permettent pas de mesurer ce phénomène de manière directe. En effet, aucune des sources utilisées dans la présente étude ne mentionne la date exacte à laquelle un individu a quitté l'école. On peut néanmoins analyser ce mécanisme de façon indirecte à partir des données du recensement. Ce dernier est en effet réalisé au mois de mars d'une année donnée et permet de savoir si un individu est ou non scolarisé à cette date. Nous avons donc calculé, à partir des recensements de 1982 et 1999, le taux de scolarisation en fonction de l'année et du mois de naissance pour les jeunes âgés de 14 à 18 ans.

Le RP 1982 a été effectué au début du mois de mars 1982, si bien que les individus nés en janvier ou en février de l'année n ont alors $1982 - n$ ans, alors que ceux qui sont nés plus tard dans l'année ont $1982 - n + 1$ ans. Le graphique 13(a) de la figure 13 indique le taux de scolarisation des jeunes nés entre 1964 et 1967 au mois de mars de l'année 1982, en fonction de leur mois de naissance. L'effet de l'obligation scolaire apparaît clairement sur la courbe des individus nés en 1966 : le taux de scolarisation chute de 4 points pour ceux qui atteignent l'âge de 16 ans en 1982. Le graphique révèle cependant que l'impact du mois de naissance sur le taux de scolarisation existe indépendamment de l'obligation scolaire. On remarque en effet que pour les âges situés au-delà de l'obligation scolaire, le taux de scolarisation augmente avec le mois de naissance, profil qui semble indiquer que l'âge biologique joue un rôle dans

la décision de quitter l'école : la probabilité de ne plus être à l'école en mars 1982 est en moyenne supérieure de 5 à 8 points pour les élèves nés en janvier par rapport aux élèves nés en décembre.

Le graphique 13(b) est construit selon le même principe que le précédent, mais à partir des données du recensement de 1999. Du fait de l'allongement des études, l'effet de l'obligation scolaire à 16 ans est devenu imperceptible sur la courbe des individus nés en 1984 et l'on n'observe pas de franche rupture associée au passage de 15 à 16 ans. En revanche, l'impact de l'âge sur le taux de scolarisation reste visible pour les âges situés au-delà de l'obligation scolaire : les individus nés en janvier interrompent leurs études un peu plus tôt que les individus nés en décembre.

Au total, on constate que s'il y a bien une relation entre taux de scolarisation et mois de naissance, celle-ci est très largement indépendante de l'obligation scolaire et vient en quelque sorte compenser l'effet du mois de naissance sur la durée de la scolarité pré-élémentaire (cf. section 4.1) : les individus nés en fin d'année arrêtent leurs études un peu plus tard que les individus nés en début d'année, ce qui fait qu'ils restent un peu plus longtemps à l'école et entrent un peu plus tard sur le marché du travail.

6 Les effets de la date de naissance persistent-ils à l'âge adulte ?

Les résultats des analyses menées dans la section précédente indiquent clairement que la date de naissance des individus influence non seulement leurs performances à l'école, mais également leur parcours scolaire, les élèves nés en fin d'année ayant une plus forte probabilité de redoubler ou d'être orientés en filière professionnelle que les élèves nés en début d'année. Cet effet négatif du mois de naissance pourrait être en partie compensé par le fait qu'ils quittent l'école un peu plus tard. Dans ce contexte, il paraît naturel de se demander si la différenciation des trajectoires scolaires selon le mois de naissance influence de manière significative le destin professionnel des individus. Pour répondre à cette question, nous nous appuyons principalement sur les données de l'enquête Emploi, qui fournissent de nombreux renseignements sur le niveau de formation, la situation d'emploi et le niveau de salaire des individus à l'âge adulte.

Par construction, les informations dont on dispose concernent des cohortes antérieures aux cohortes d'élèves auxquelles nous nous sommes jusqu'à présent intéressés. Ce saut dans le temps nous paraît néanmoins légitime, dans la mesure où il n'y a guère de raison de penser que les mécanismes mis au jour dans cette étude se soient exercés très différemment pour les individus nés quelques décennies plus tôt que pour les élèves nés entre la fin des années 1980 et le début des années 1990. Dans le reste

de cette partie, nous ne nous intéresserons qu'aux personnes nées entre 1945 et 1965, afin de nous assurer que nos échantillons contiennent uniquement des personnes qui ont terminé leurs études et sont entrées dans la vie active.

6.1 Mois de naissance et niveau de formation

En lien avec la partie précédente, nous commençons par étudier l'impact du mois de naissance sur le niveau de formation atteint au moment de l'entrée sur le marché du travail.

Âge de fin d'études. Cette question peut d'abord être analysée du point de vue de l'âge de fin d'études, exprimé en années. Il est en effet possible que le mois de naissance influence non seulement la période de l'année que les individus choisissent pour arrêter leurs études (cf. section 5.3), mais également la durée totale de leurs études.

On peut connaître l'âge de fin d'études des individus grâce aux données de l'enquête Emploi. Nous avons utilisé les enquêtes réalisées entre 1990 à 2002 pour calculer l'impact du mois de naissance sur cette variable, en n'utilisant que les résultats de la première vague d'enquête (afin d'éviter qu'un même individu apparaisse plusieurs fois). Le tableau 7 indique le coefficient mesurant l'écart entre les individus nés en décembre et les individus nés en janvier, pour différentes spécifications estimées séparément pour les hommes et pour les femmes. Les coefficients des colonnes 1 et 4 correspondent aux régressions sans variables de contrôle. On inclut des indicatrices pour l'année d'enquête et l'année de naissance dans les colonnes 2 et 3. Les coefficients reportés dans les colonnes 3 et 8 correspondent à la spécification complète, mais estimée uniquement pour les individus nés en janvier ou en décembre.

Les résultats de ces régressions indiquent que l'impact du mois de naissance sur l'âge de fin d'études est non significatif pour les hommes et très faiblement positif pour les femmes (de l'ordre d'un mois de plus pour les femmes nées en décembre par rapport aux femmes nées en janvier). À la différence de ce qui a pu être constaté, par exemple, en Suède (Fredriksson et Ockert, 2006), les moindres performances scolaires des élèves français nés en fin d'année ne semblent pas les conduire à abandonner leurs études plus tôt que les autres.

Diplômes. Si le mois de naissance ne semble pas avoir d'impact substantiel sur la durée des études, il peut néanmoins avoir un impact sur le type de diplôme que les individus détiennent au moment de leur entrée dans la vie active. La partie précédente a en effet révélé que les individus nés en fin d'année ont une plus forte probabilité d'être orientés vers des formations professionnelles. On peut donc s'attendre à ce qu'ils soient plus nombreux à détenir les diplômes auxquels conduisent ces formations.

Pour étudier cette question, nous utilisons les informations fournies par les données de l'enquête Emploi sur le dernier diplôme obtenu par les personnes interrogés, que nous avons regroupé en cinq catégories : aucun diplôme ou Certificat d'études primaires ; BEPC seul ; CAP ou BEP ; Baccalauréat général ou diplôme de l'enseignement supérieur général ; Baccalauréat professionnel ou diplôme de l'enseignement supérieur technique.

La figure 14 indique la répartition des diplômes en fonction du mois de naissance des individus nés entre 1945 et 1965. Le principal enseignement de ces graphiques est que le mois de naissance exerce une influence très nette sur le type de formation suivie. D'une manière générale, on constate que les individus nés en fin d'année ont une probabilité plus élevée de détenir un diplôme professionnel qu'un diplôme obtenu dans le cadre d'une formation généraliste. L'écart est particulièrement spectaculaire pour le CAP et le BEP, puisque ces diplômes sont détenus par 33,5 % des individus nés en décembre contre seulement 31 % des individus nés en janvier. De manière symétrique, les individus nés en décembre sont moins nombreux à arrêter leurs études avec le BEPC (8 % contre 9,5 % pour les individus nés en janvier) ou avec un diplôme de l'enseignement général de niveau supérieur ou égal au baccalauréat général (17 % contre 18,5 %). Le mois de naissance ne semble pas en revanche exercer une influence déterminante sur la probabilité d'avoir quitté l'école sans diplôme ou avec le Certificat d'études primaires²⁹, si l'on fait abstraction de la composante sociologique qui désavantage les individus nés au second trimestre par rapport aux autres. Ces observations paraissent compatibles avec ce que l'on sait du phénomène d'orientation scolaire différenciée en fonction du mois de naissance : les élèves nés en fin d'année ayant davantage tendance à être orientés en filière professionnelle, il est logique qu'on les retrouve plus nombreux à entrer sur le marché du travail avec un diplôme correspondant à ce type de formations.

Bien que les informations contenues dans le recensement de la population ne permettent pas de distinguer aussi finement le type de diplôme détenu que l'enquête Emploi, elles peuvent néanmoins être utilisées pour confirmer l'impact du mois de naissance sur la probabilité de détenir un BEPC, un CAP-BEP ou un diplôme de l'enseignement général supérieur ou égal au baccalauréat, qui sont les trois types de diplômes dont la répartition est *a priori* la plus sensible à ce facteur. Les graphiques de la figure 15, construits à partir du recensement de 1999, indiquent la proportion d'individus dont le diplôme le plus élevé est soit le BEPC (graphique 15(a)), soit le CAP ou le BEP (graphique 15(b)), soit le baccalauréat général ou un diplôme universitaire général (graphique 15(c)) en fonction de leur année et de leur trimestre de naissance. Ces trois graphiques ont un profil en « dents de scie » particulièrement marqué, qui confirme le diagnostic établi grâce aux données de l'enquête Emploi :

29. Le Certificat d'Études primaires ayant progressivement disparu à partir de la fin des années 1960, il ne compte que pour une très petite partie des diplômes détenus par les cohortes considérées.

être né en fin d'année augmente sensiblement la probabilité de quitter l'école avec un CAP ou un BEP et diminue la probabilité de quitter l'école avec le BEPC, le Bac général ou un diplôme universitaire général (le pic du second trimestre pour ces derniers diplômes reflète la composante sociologique du mois de naissance).

Pour quantifier plus précisément l'impact du mois de naissance sur le type de diplôme détenu, nous avons procédé à un certain nombre d'estimations dont les résultats sont reportés dans le tableau 8. Les coefficients sont issus de régressions Probit multinomiales et les spécifications adoptées sont identiques à celles du tableau 7 et sont estimées séparément pour les hommes et pour les femmes. Les coefficients sont relativement proches d'une spécification à l'autre et indiquent que le fait d'être né en décembre plutôt qu'en janvier augmente significativement la probabilité de détenir un diplôme professionnel plutôt qu'un diplôme de l'enseignement général : les individus nés en fin d'année sont plus nombreux à entrer sur le marché du travail avec un CAP, un BEP, un baccalauréat professionnel ou un diplôme de l'enseignement supérieur technique qu'avec un BEPC, un baccalauréat général ou un diplôme universitaire général.

Un examen attentif des coefficients reportés dans ce tableau révèle que l'impact du mois de naissance sur la structure des diplômes pénalise davantage les hommes que les femmes. On constate en effet que pour les hommes, une naissance plus tard dans l'année réduit globalement le niveau des diplômes obtenus à l'issue de la scolarité, si l'on considère que la valeur d'un CAP ou d'un BEP ne diffère pas sensiblement de celle du BEPC³⁰ : le fait d'être né en décembre plutôt qu'en janvier augmente leur probabilité de ne pas avoir de diplôme (+0,5 point) ou d'avoir un diplôme professionnel inférieur au baccalauréat (+2 à 3 points), mais n'augmente pas leur probabilité d'avoir un diplôme professionnel de niveau équivalent ou supérieur au baccalauréat professionnel. Pour les femmes, la situation est moins défavorable : elles sont certes plus nombreuses à avoir un diplôme professionnel inférieur au Baccalauréat (+1,5 à 2 points), mais également plus nombreuses à avoir le baccalauréat professionnel ou un diplôme de l'enseignement supérieur technique (+1 point). Ce phénomène pourrait s'expliquer à la fois par la meilleure réussite scolaire des élèves de sexe féminin, mais également par la forte féminisation d'un certain nombre de formations dispensées dans le cadre de l'enseignement supérieur professionnel (notamment les diplômes des professions sociales ou de la santé).

À la lumière de ces résultats, il apparaît que si le mois de naissance influence significativement le type de diplôme obtenu à l'issue de la scolarité, son effet sur le niveau de ces diplômes n'est réellement sensible que pour les hommes. On peut donc s'attendre à ce que la situation professionnelle des hommes nés en fin d'année soit davantage dégradée que celle des femmes.

30. Les rendements salariaux apparents de ces diplômes sont relativement proches lorsqu'on les calcule à partir des données de l'enquête Emploi.

6.2 Mois de naissance et situation d'emploi

Nous étudions l'impact du mois de naissance sur la situation d'emploi des individus à partir des données de l'enquête Emploi, en privilégiant trois dimensions : le taux de chômage, la probabilité d'être à temps partiel et l'appartenance à la fonction publique.

L'impact du mois de naissance sur chacune de ces variables est estimé séparément pour les hommes et les femmes à l'aide d'un modèle Probit. Les résultats des régressions sont reportés dans le tableau 9. Les coefficients des colonnes 1 et 4 correspondent aux régressions sans variables de contrôle. On inclut des indicatrices pour l'année d'enquête et l'année de naissance dans les colonnes 2 et 3. Les coefficients reportés dans les colonnes 3 et 8 correspondent à la spécification complète, mais estimée uniquement pour les individus nés en janvier ou en décembre.

Les coefficients sont très proches d'une spécification à l'autre et semblent indiquer que le mois de naissance n'a qu'un impact très faible sur la situation d'emploi des individus. Le fait d'être né en décembre plutôt qu'en janvier n'agit pas sur la probabilité d'être à temps partiel. Les seuls effets significatifs concernent les hommes : ceux qui sont nés en décembre sont un peu plus souvent au chômage (+ 0.5 point) et plus rarement fonctionnaires (-1 point) que ceux qui sont nés en janvier.

6.3 Mois de naissance et salaires

L'impact salarial du mois de naissance constitue l'ultime dimension analysée dans le cadre de cette étude. Nous calculons le salaire horaire des individus en combinant les informations fournies par l'enquête Emploi sur le salaire mensuel net et le nombre d'heures habituellement travaillées par les personnes enquêtées. Nous utilisons les séries de l'indice des prix à la consommation pour convertir ces salaires en euros de 2005, avant d'en prendre le logarithme.

Pour calculer l'impact du mois de naissance sur le salaire horaire des individus, nous avons procédé à un certain nombre de régressions dont les résultats sont présentés séparément pour les hommes et les femmes dans le tableau 10. Les coefficients reportés dans les différentes colonnes correspondent à l'estimation de l'écart salarial (en log) entre les mois extrêmes d'une même cohorte. Les régressions des colonnes 1 et 6 n'incluent aucun contrôle et indiquent qu'en moyenne, les individus nés en fin d'année ont des salaires très légèrement inférieurs à ceux qui sont nés en début d'année, la pénalité étant plus forte pour les hommes (-2,3 %) que pour les femmes (-0.7 %). Les écarts mesurés sont à peine modifiés lorsqu'on contrôle pour l'année de naissance et l'année d'enquête (colonnes 2 et 7).

À la lumière des analyses développées précédemment, il semblerait que deux facteurs puissent *a priori* expliquer les écarts salariaux observés : le premier tient au fait que les individus nés en fin d'année entrent un peu plus tard sur le marché

du travail que les individus nés en début d'année, comme on a pu le voir dans la section 5.3; le second est lié à l'impact du mois de naissance sur la structure des diplômes, mis en évidence dans la section 6.1. Pour tenter de déterminer le pouvoir explicatif de chacun de ces facteurs, nous incluons dans la régression le diplôme le plus élevé obtenu par le salarié. Cet ajout divise par deux l'écart salarial pour les hommes, mais laisse inchangé celui des femmes. Cela paraît logique, dans la mesure où l'on a vu plus haut que les hommes nés en fin d'année sont davantage pénalisés que les femmes du point de leur niveau de formation. Une fois pris en compte l'effet du mois de naissance sur les diplômes, l'écart salarial séparant les individus nés en décembre des individus nés en janvier est sensiblement le même pour les hommes et les femmes et est égal à environ 1 %. Il est probable que cet écart résiduel provienne en grande partie de l'entrée un peu plus tardive sur le marché du travail des individus nés en fin d'année.

Compte tenu de leur ampleur relativement modeste, on ne peut exclure que les écarts salariaux ainsi mesurés soient biaisés par la composante sociologique du mois de naissance. Pour tenter de neutraliser cette dernière, nous présentons le résultat des régressions effectuées sur le sous-échantillon des individus nés en janvier et en décembre. Les coefficients estimés sont reportés dans les colonnes 4 et 9 (sans l'inclusion du diplôme) et 5 et 10 (en contrôlant pour le diplôme). Les résultats de ces régressions suggèrent que les écarts salariaux sont un peu plus élevés que ceux précédemment estimés, de l'ordre de 3 % pour les hommes (dont la moitié proviendrait des effets du mois de naissance sur les diplômes) et de 1,5 % pour les femmes.

L'ensemble des analyses développées dans cette partie indique que bien que le mois de naissance exerce une influence notable sur les trajectoires scolaires des individus, il n'affecte leur situation professionnelle que de manière très marginale. Ce résultat n'est paradoxal qu'en apparence, dans la mesure où nous avons vu que la date de naissance pèse moins sur le niveau des diplômes obtenus que sur leur type (général ou professionnel). Une pénalité spécifiquement liée au niveau de formation existe néanmoins pour les hommes et se traduit par des salaires inférieurs de 1,5 % en moyenne pour ceux qui sont nés en décembre par rapport à ceux qui sont nés en janvier.

7 Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'explorer systématiquement l'impact du mois de naissance sur les trajectoires scolaires et professionnelles en France, en mobilisant un grand nombre de sources statistiques permettant de suivre les individus tout au long de leur parcours éducatif ainsi qu'à l'âge adulte.

Le principal enseignement de ce travail est que les écarts de performances liés

aux différences d'âge sont plus importants et persistent davantage que ne le laissent entendre les études françaises sur ce sujet. Nos estimations indiquent que les écarts de performances liés aux différences d'âge sont particulièrement forts à l'entrée en primaire (tout particulièrement pour les élèves issus de milieux sociaux défavorisés) et tendent à diminuer ensuite, mais persistent au moins jusqu'à la fin du collège : en CP, les élèves nés en fin d'année obtiennent en moyenne des scores inférieurs de 70 % d'un écart-type à ceux de leurs camarades nés en janvier ; lorsqu'ils passent les épreuves du Brevet, l'écart reste significatif et égal à 17 % d'un écart-type.

Notre étude montre que dans le contexte institutionnel français, les effets du mois de naissance sur la réussite scolaire ne sont pas transitoires, comme on le considère généralement, mais affectent durablement les trajectoires scolaires des élèves. Nos résultats montrent en effet que le mois de naissance influence non seulement le taux de redoublement, mais également la probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle après le collège. Le fait d'être né en décembre plutôt qu'en janvier multiplie par deux la probabilité de redoubler au cours de sa scolarité primaire et augmente de trois points la probabilité d'être orienté en lycée professionnel après la classe de troisième.

Nous montrons cependant qu'en dépit de cette différenciation des trajectoires scolaires en fonction du mois de naissance, les individus nés en fin d'années ne paraissent pas fortement pénalisés dans leur vie professionnelle par rapport aux individus nés en début d'année : leur situation d'emploi n'est pas significativement différente et l'écart de rémunération séparant les salariés nés en décembre des salariés nés en janvier est faible puisque compris entre 1,5 et 3 %. Nous interprétons ces faibles écarts salariaux, qui proviennent en grande partie de l'entrée plus tardive sur le marché du travail des personnes nées en fin d'année, comme la conséquence du fait que le mois de naissance influence moins le niveau de diplôme que le type de formation suivie (générale ou professionnelle). Notre étude révèle néanmoins qu'il existe une pénalité salariale spécifiquement liée au plus faible niveau de qualification des hommes nés en fin d'année. Celle-ci se traduit par un écart de salaire égal à 1,5 % entre ceux qui sont nés en décembre et ceux qui sont nés en janvier.

Ces résultats suggèrent que si le mois de naissance des individus n'exerce pas une influence déterminante sur leur destin professionnel, il pénalise néanmoins le parcours scolaire de ceux qui sont nés en fin d'année. Dans la mesure où l'on ne choisit pas sa date de naissance, il paraîtrait souhaitable que le système éducatif prévoie un certain nombre de mécanismes institutionnels pour corriger les inégalités scolaires liés à ce facteur. Parmi les solutions envisageables figure l'application d'un coefficient compensateur pour redresser les résultats scolaires des élèves en fonction de leur mois de naissance. Un tel dispositif, qui aurait surtout vocation à être utilisé à l'école primaire, permettrait de renforcer l'équité du système éducatif français d'une manière à la fois simple et peu coûteuse.

Références

- Angrist, J. and Krueger, A. (1991). “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings”. *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), pages 979–1014.
- Angrist, J. and Krueger, A. (1992). “The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment : An Application of Instrumental Variables With Moments From Two Samples”. *Journal of the American Statistical Association*, 87(418), pages 328–336.
- Beddard, K. and Dhuey, E. (2006). “The Persistence of Early Childhood Maturity : International Evidence of Long-Run Age Effects”. *Quarterly Journal of Economics*, 121(4), pages 1437–1472.
- Bells, J. and Daniels, S. (1990). “Are Summer Born Children Disadvantaged? the Birthday Effect in Education”. *Oxford Review of Education*, 16, pages 67–80.
- Bickel, D., Zigmond, M., and Strayhorn, J. (1991). “Chronological age and entrance to first grade : Effects on elementary school success”. *Early Childhood Research Quarterly*, 6(2), pages 10–117.
- Bobak, M. and Gjonca, A. (2001). “The Seasonality of Live Birth is Strongly Influenced by Socio-demographic Factors”. *Human Reproduction*, 16(7), pages 1512–1517.
- Bound, J. and Jaeger, D. (2000). “Do Compulsory School Attendance Laws Explain the Association between Quarter of Births and Earnings?”. In Bernanke, B. and Rogoff, K., editors, *Research in Labor Economics : Worker Well-Being*, pages 83–108. JAI, New York.
- Bumpass, L., Rindfuss, R., and Janosik, R. (1978). “Age and Pace of Subsequent Fertility”. *Demography*, 15, pages 75–86.
- Cahan, S. and Davis, D. (1987). “A Between-Grade-Levels Approach to the Investigation of the Absolute Effects of Schooling on Achievement”. *American Educational Research Journal*, 24, pages 1–12.
- Caille, J.-P. et Rosenwald, F. (2006). “Les inégalités de réussite à l’école : construction et évolution”. In *France, portrait social – Édition 2006*, pages 115–137. Insee, Paris.
- Crawford, C., Dearden, L., and Meghir, C. (2007). “When You Are Born Matters : The Impact of Date of Birth on Child Cognitive Outcomes in England”. Institute for Fiscal Studies.
- Crosser, S. (1991). “Summer Birth Date Children : Kindergarten Entrance Age and Academic Achievement”. *Journal of Educational Research*, 84, pages 140–146.

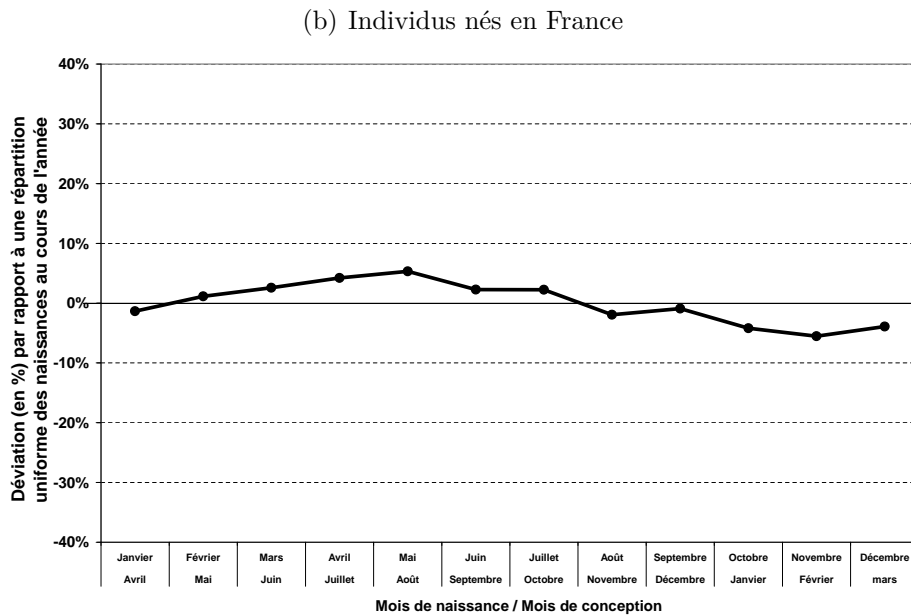
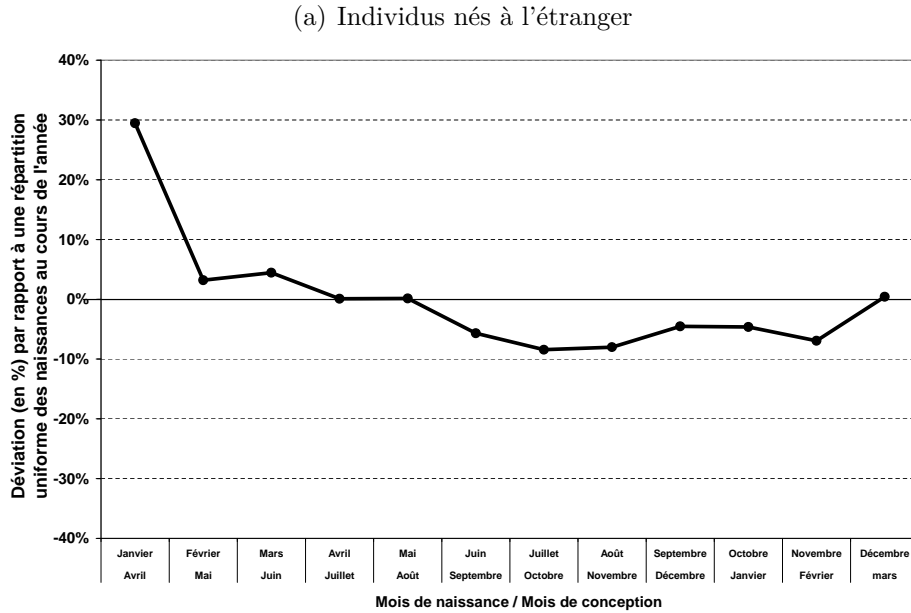
- Datar, A. (2006). “Does Delaying Kindergarten Entrance Give Children a Head Start?”. *Economics of Education Review*, 25, pages 43–62.
- de Saboulin, M. (1978). “Un nouveau calendrier des première naissances”. *Économie et Statistique*, 100.
- Doblhammer, G. and Vaupel, J. (2001). “Life Span Depends on Month of Birth”. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 98(5), pages 2934–2939.
- Dupaquier, M. (1976). “Le mouvement saisonnier des naissances en France de 1853 à 1973”. Thèse de démographie.
- Eide, E. and Showalter, M. (2001). “The effect of Grade Retention on Educational and Labor Market Outcomes”. *Economics of Education Review*, 20(6), pages 563–576.
- Ferrier, J. (2003). “L’avance et le retard scolaires à l’école élémentaire et au collège”. *Les Cahiers de l’Éducation*, 23, pages 9–18.
- Fertig, M. and Kluve, J. (2005). “The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment in Germany”. IZA Discussion Paper No. 1507.
- Florin, A., Cosnefroy, O. et Guimard, P. (2004). “Trimestre de naissance et parcours scolaire”. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 54(4), pages 237–246.
- Fredriksson, P. and Öckert, B. (2006). “Is Early Learning Really More Productive? The Effect of School Starting Age on School and Labor Market Performance”. IFAU Working Paper 2006 :12.
- Gledhill, J., Ford, T., and Goodman, R. (2002). “Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply”. *American Economic Review*, 92(1), pages 307–322.
- Goldin, C. and Katz, L. (2002). “The Power of the Pill : Oral Contraceptives and Women’s Career and Marriage”. *Journal of Political Economy*, 110(4), pages 730–770.
- Goux, D. and Maurin, É. (2008). “Preschool Enrolment, Mothers’ Participation in the Labour Market, and Children’s Subsequent Outcomes”. Unpublished manuscript.
- Graue, M. and DiPerna, J. (1990). “The Effects of Chronological Age, Gender, and Delay of Entry on Academic Achievement and Retention : Implications for Academic Redshirting”. *Psychology in the Schools*, 27, pages 260–263.

- Graue, M. and DiPerna, J. (2002). “Redshirting and Early Retention : Who Gets the ‘Gift of Time’ and what are its Outcomes?”. *American Educational Research Journal*, 37(2), pages 509–534.
- Grenet, J. (2008). “PISA : une enquête bancale?”. *La Vie des Idées*.
- J., B., D., J., and R., B. (1995). “Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak”. *Journal of the American Statistical Association*, 40(430), pages 443–450.
- Jones, M. and Mandeville, K. (1990). “The Effect of Age at School Entry on Reading Achievement Scores among South Carolina Students”. *Remedial and Special Education*, 11, pages 56–62.
- Jürges, H. and Schneider, K. (2004). “What Can Go Wrong Will Go Wrong : Birthday Effects and Early Tracking in the German School System”. CESifo working paper No. 2055.
- Langer, P., Kalk, J., and Searls, D. (1984). “Age of Admission and Trends in Achievement : A Comparison of Blacks and Caucasians”. *American Educational research Journal*, 21(1), pages 61–78.
- Leridon, H. (1988). “Les conceptions du premier janvier ou les « étrennes de septembre »”. *Population*, 3.
- Leuven, E., Lindhal, M., Oosterbeek, H., and Webbink, D. (2006). “Expanding schooling opportunities for 4-year-olds”. IZA Discussion Paper No. 2434.
- Lutinier, B. (1987). “La saison des mariages”. *Economie et Statistique*, 204, pages 21–28.
- Marini, M. and Hodson, P. (1981). “Effect of the Timing of Marriage and First Birth on the Spacing of Subsequent Births”. *Demography*, 18(4), pages 529–548.
- Martin, R., Foels, P., Clanton, G., and Moon, K. (2004). “Season of Birth is Related to Child Retention Rates, Achievement, and Rate of Diagnosis of Specific LD”. *Journal of Learning Disabilities*, 37(4), pages 307–317.
- May, D., Kundert, D., and Brent, D. (1995). “Does Delayed School Entry Reduce Later Grade Retentions and Use of Special Education Services?”. *Remedial and Special Education*, 16, pages 288–294.
- Mayer, S. and Knutson, D. (1998). “Does Age at Enrollment in First Grade Affect Children’s Cognitive Test Scores?”. *Compare*, 31(3), pages 381–391.

- McClelland, M., Morrison, F., and Holmes, D. (2000). “Children at Risk for Early Academic Problems : The Role of Learning Related Social Skills”. *Early Childhood Research Quarterly*, 7, pages 155–174.
- Morrison, F., Griffith, E., and Alberts, D. (1997). “Nature-Nurture in the Classroom : Entrance Age, School Readiness, and Learning in Children”. *Developmental Psychology*, 11, pages 56–62.
- Oppenheimer, V. (1988). “A Theory of Marriage Timing”. *American Journal of Sociology*, 94, pages 563–591.
- Plug, E. (2001). “Season of Birth, Schooling and Earnings”. *Journal of Economic Psychology*, 22(5), pages 641–660.
- Prioux, F. (1988). “Mouvement saisonnier des naissances : influence du rang et de la légitimité dans quelques pays d’Europe occidentale”. *Population*, 3, pages 587–609.
- Puhani, P. and Weber, A. (2005). “Does the Early Bird Catch the Worm? Instrumental Variable Estimates of Educational Effects of Age of School Entry in Germany”. IZA Discussion Paper No. 1827.
- Retherford, R. and Sewell, W. (1989). “How Intelligence Affects Fertility”. *Intelligence*, 13, pages 169–185.
- Régnier-Loilier, A. (2004). “Les naissances ‘au fil des saisons’ ”. *Revue Européenne des Sciences Sociales*, 42(129).
- Sandron, F. (1998). “*Les naissances de la pleine lune et autres curiosités démographiques*”. Éditions L’Harmattan, Paris.
- Sharp, C. (1995). “What’s Age Got to Do With it? A Study of Patterns of School Entry and the Impact of Season of Birth on School Attainment”. *Education Research*, 37, pages 255–265.
- Stipek, D. and Byler, P. (1995). “Considering Primary School Effectiveness : an Analysis of 1992 Key Stage 1 Results”. *The Curriculum Journal*, 6, pages 279–295.
- Stipek, D. and Byler, P. (2001). “Academic Achievement and Social Behaviors Associated with Age of Entry into Kindergarten”. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 22, pages 175–189.
- Strøm, B. (2004). “Student Achievement and Birthday Effects”. Unpublished manuscript.

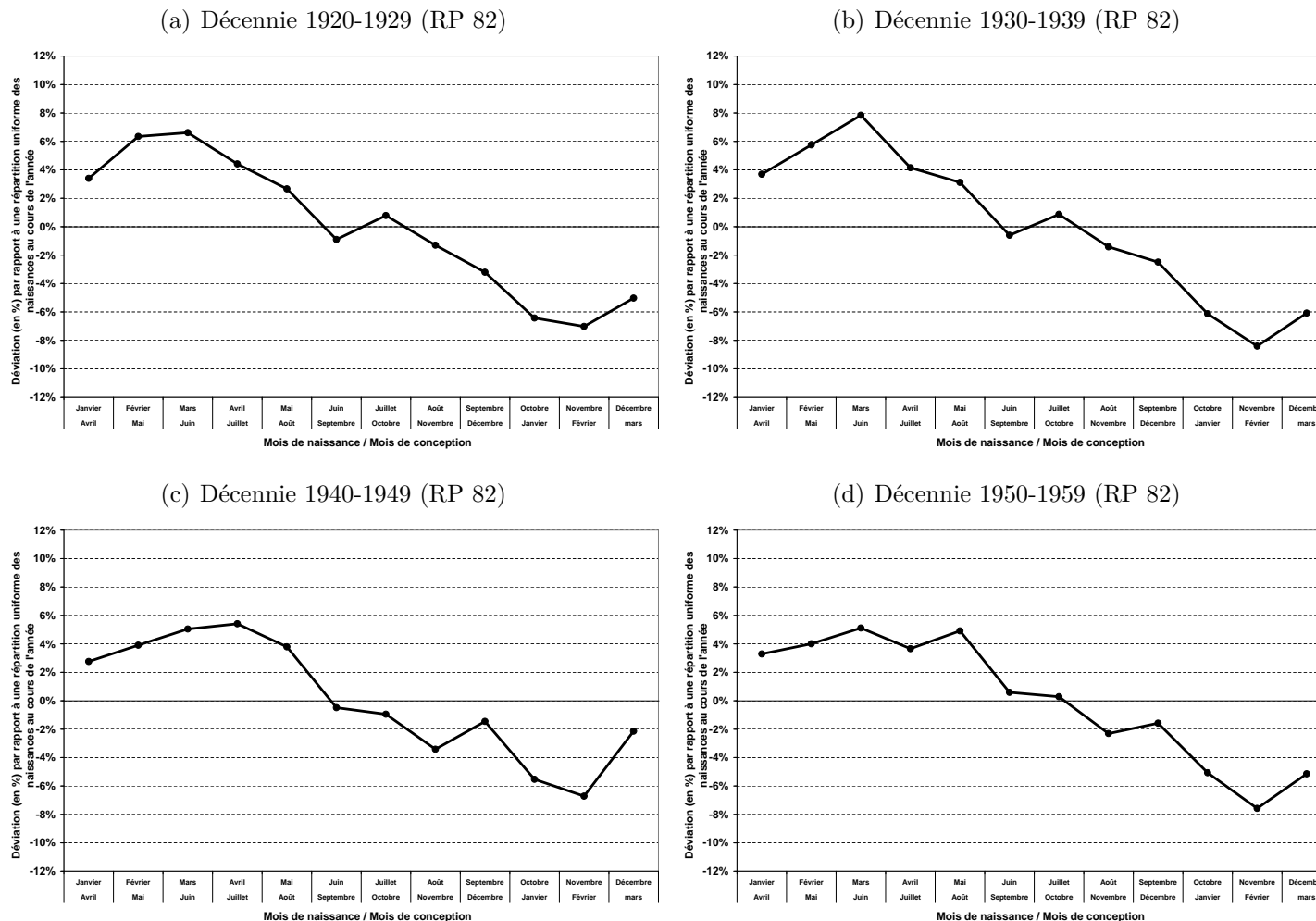
Sweetland, J. and De Simone, P. (1987). "Age of Entry, Sex, and Academic Achievement in Elementary School Children". *Psychology in the Schools*, 234, pages 406–412.

Figure 1 – *Déviatiion de la distribution des mois de naissance des individus nés à l'étranger et des individus nés en France entre le 1^{er} janvier 1900 et le 31 décembre 1998 par rapport à une répartition uniforme des naissances au cours de l'année.*
Source : Recensement de la population 1999 (au 1/4).



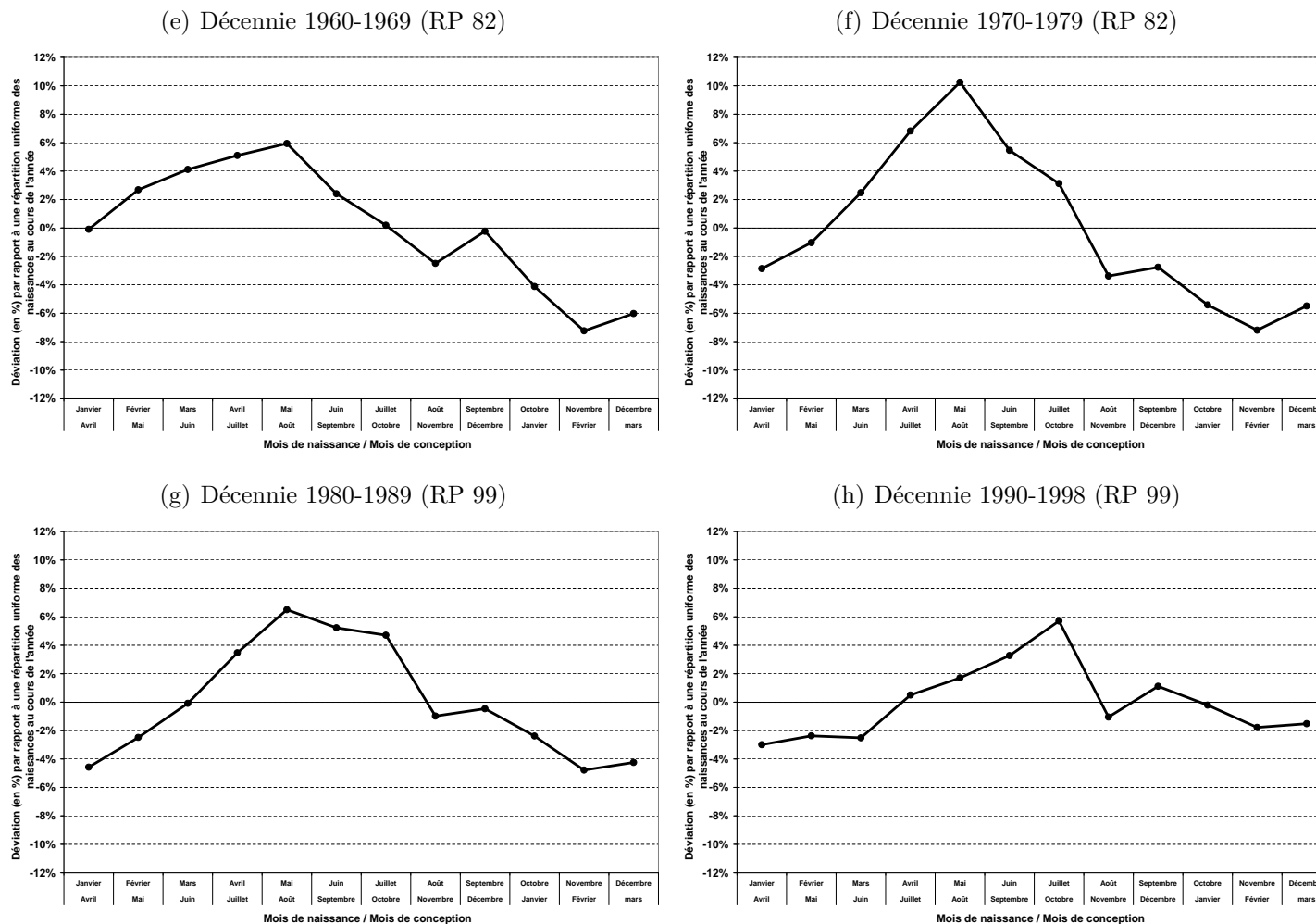
Notes: Ce graphique présente la déviation de la distribution des mois de naissances des individus nés à l'étranger et des individus nés en France entre le 1^{er} janvier 1900 et le 31 décembre 1998, par rapport à la distribution que l'on aurait constatée si la répartition des naissances au cours de l'année était uniforme. En notant λ_m la déviation associée au mois m , on a: $\lambda_m = (J_m/365, 2)(N_m/N)$ où J_m désigne le nombre de jours dans le mois m (28,2 pour le mois de février en raison des années bissextiles, 30 ou 31 pour les autres mois), N_m le nombre de naissances constatées au cours du mois m pour les individus nés à l'étranger (resp. nés en France) et N le nombre total d'individus nés à l'étranger (resp. nés en France).

Figure 2 – *Mouvement saisonnier des naissances par décennie de naissance. Déviation du nombre de naissances constatées chaque mois par rapport à une répartition uniforme des naissances au cours de l'année. Décennies 1920-1959. Sources : Recensement de la population 1982 et 1999 (au 1/4).*



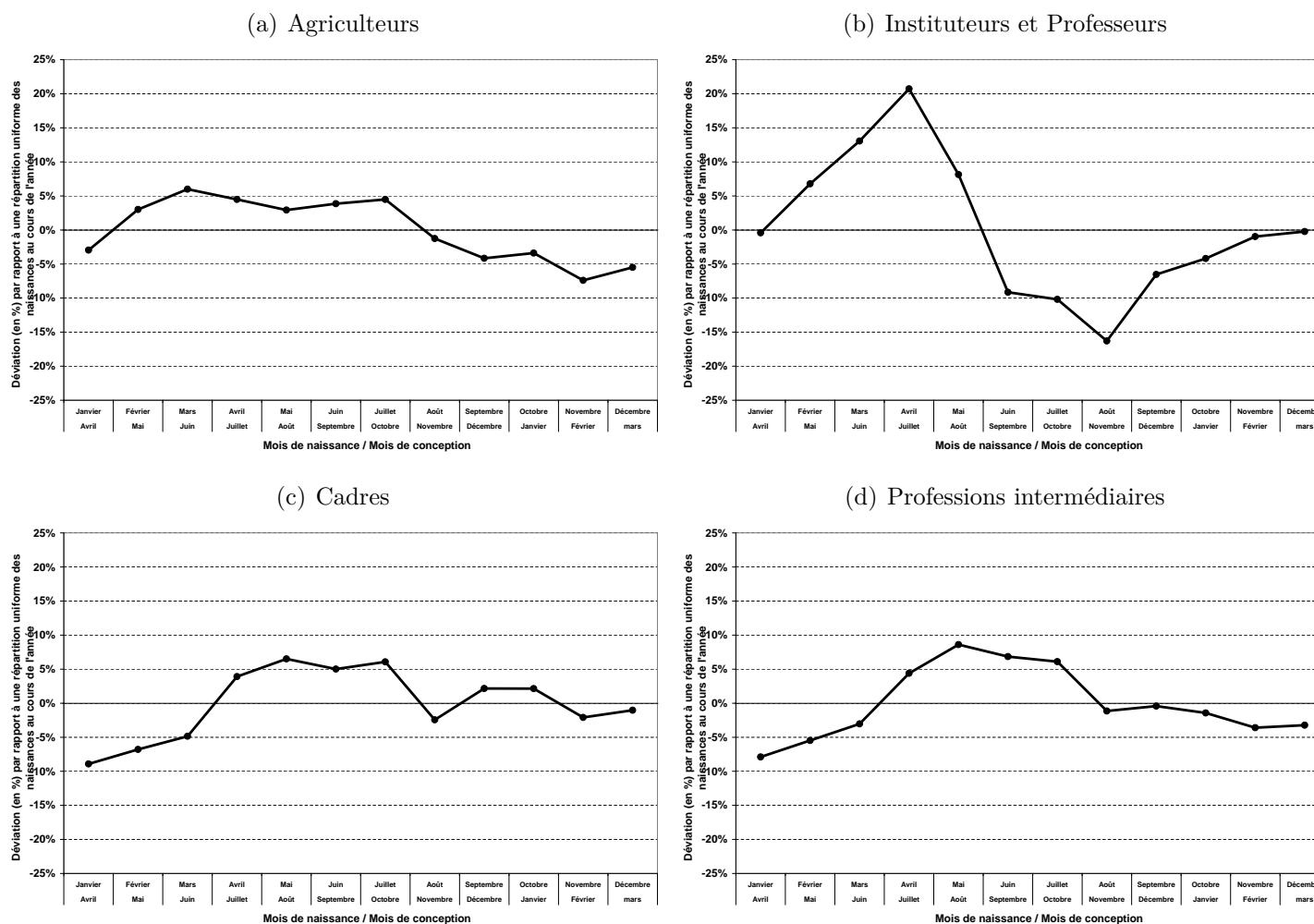
Notes: Chaque graphique correspond à une décennie de naissance. Un point représente la déviation du nombre de naissances constatées au cours d'un mois d'une décennie donnée par rapport au nombre que l'on aurait constaté si la répartition des naissances au cours de l'année était uniforme. En notant $\lambda_{m,d}$ la déviation associée au mois m pour la décennie d , on a: $\lambda_{m,d} = (J_m/365, 2)(N_{m,d}/N_d)$ où J_m désigne le nombre de jours dans le mois m (28,2 pour le mois de février en raison des années bissextiles, 30 ou 31 pour les autres mois), $N_{m,d}$ le nombre de naissances constatées au cours du mois m de la décennie d et N_d le nombre total de naissances au cours de la décennie d .

Figure 2 – *Mouvement saisonnier des naissances par décennie de naissance. Déviation du nombre de naissances constatées chaque mois par rapport à une répartition uniforme des naissances au cours de l'année. Décennies 1960-1998. Sources : Recensement de la population 1982 et 1999 (au 1/4).*



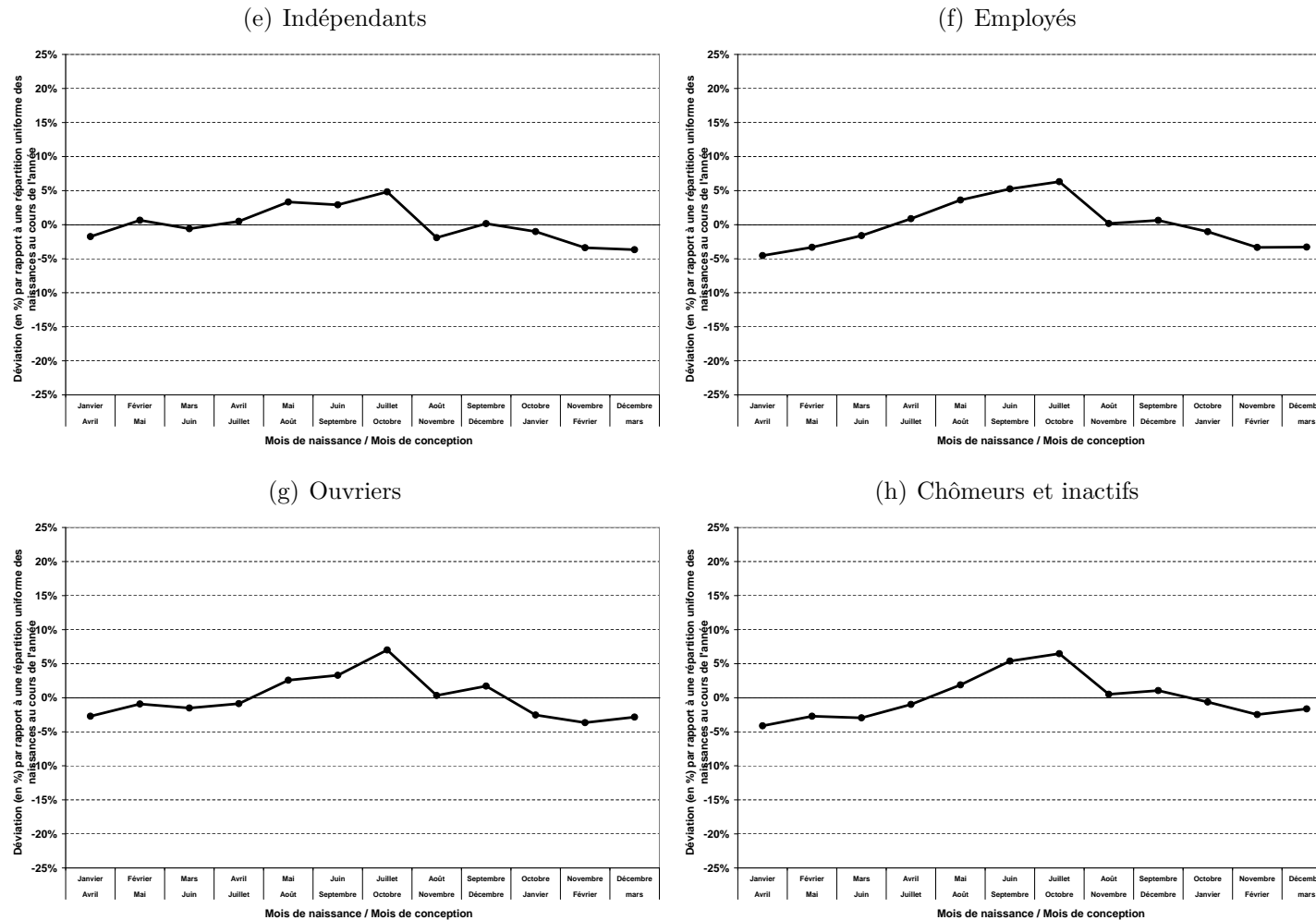
Notes: Chaque graphique correspond à une décennie de naissance. Un point représente la déviation du nombre de naissances constatées au cours d'un mois d'une décennie donnée par rapport au nombre que l'on aurait constaté si la répartition des naissances au cours de l'année était uniforme. En notant $\lambda_{m,d}$ la déviation associée au mois m pour la décennie d , on a: $\lambda_{m,d} = (J_m/365,2)(N_{m,d}/N_d)$ où J_m désigne le nombre de jours dans le mois m (28,2 pour le mois de février en raison des années bissextiles, 30 ou 31 pour les autres mois), $N_{m,d}$ le nombre de naissances constatées au cours du mois m de la décennie d et N_d le nombre total de naissances au cours de la décennie d .

Figure 3 – *Mouvement saisonnier des naissances en fonction de la catégorie socio-professionnelle de la mère de famille. Déviation du nombre de naissances constatées chaque mois par rapport à une répartition uniforme des naissances au cours de l'année. Naissances survenues entre le 1^{er} janvier 1980 et le 31 décembre 1998. Source : Recensement de la population 1999 (au 1/4).*



Notes: Chaque graphique représente la saisonnalité des naissances en fonction de la catégorie socio-professionnelle de la mère pour les naissances intervenues entre le 1^{er} janvier 1980 et le 31 décembre 1998. Un point représente, pour cette catégorie socio-professionnelle, la déviation du nombre de naissances constatées au cours d'un mois donné par rapport au nombre que l'on aurait constaté si la répartition des naissances au cours de l'année était uniforme. En notant $\lambda_{m,p}$ la déviation associée au mois m pour les femmes appartenant à la catégorie socio-professionnelle p , on a: $\lambda_{m,p} = (J_m/365, 2)(N_{m,p}/N_p)$ où J_m désigne le nombre de jours dans le mois m (28,2 pour le mois de février en raison des années bissextiles, 30 ou 31 pour les autres mois), $N_{m,p}$ le nombre de naissances constatées au cours du mois m pour les femmes appartenant à la catégorie socio-professionnelle p et N_p le nombre total de naissances survenues pour ces femmes au cours de la période 1980-1998.

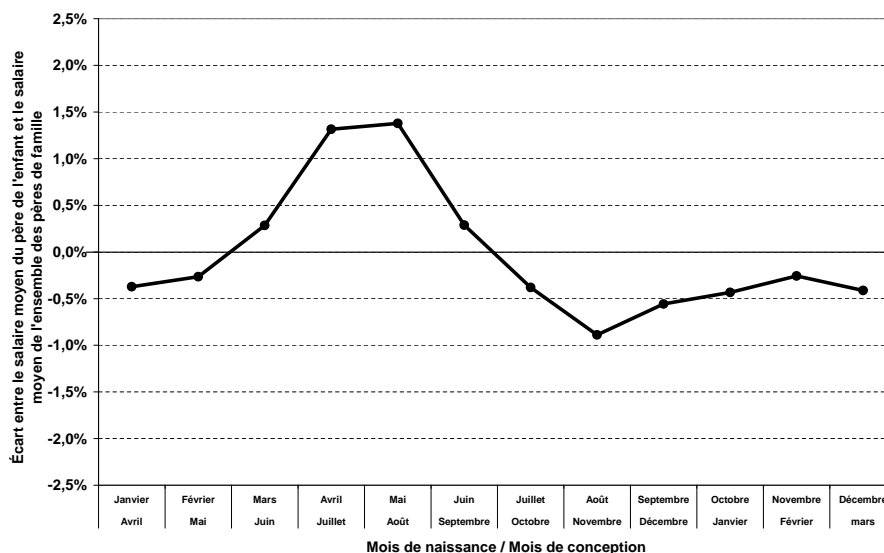
Figure 3 – *Mouvement saisonnier des naissances en fonction de la catégorie socio-professionnelle de la mère de famille. Déviation du nombre de naissances constatées chaque mois par rapport à une répartition uniforme des naissances au cours de l'année. Naissances survenues entre le 1^{er} janvier 1980 et le 31 décembre 1998. Source : Recensement de la population 1999 (au 1/4).*



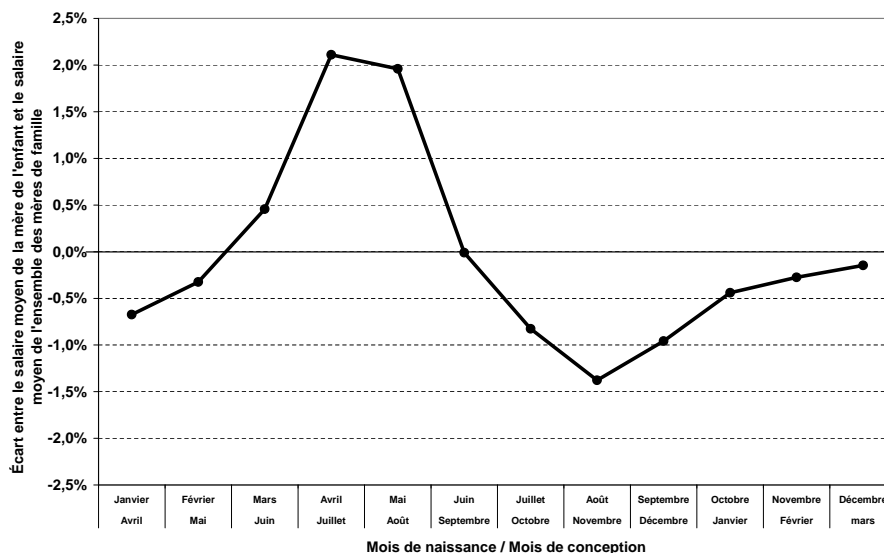
Notes: Chaque graphique représente la saisonnalité des naissances en fonction de la catégorie socio-professionnelle de la mère pour les naissances intervenues entre le 1^{er} janvier 1980 et le 31 décembre 1998. Un point représente, pour cette catégorie socio-professionnelle, la déviation du nombre de naissances constatées au cours d'un mois donné par rapport au nombre que l'on aurait constaté si la répartition des naissances au cours de l'année était uniforme. En notant $\lambda_{m,p}$ la déviation associée au mois m pour les femmes appartenant à la catégorie socio-professionnelle p , on a: $\lambda_{m,p} = (J_m/365, 2)(N_{m,p}/N_p)$ où J_m désigne le nombre de jours dans le mois m (28,2 pour le mois de février en raison des années bissextiles, 30 ou 31 pour les autres mois), $N_{m,p}$ le nombre de naissances constatées au cours du mois m pour les femmes appartenant à la catégorie socio-professionnelle p et N_p le nombre total de naissances survenues pour ces femmes au cours de la période 1980-1998.

Figure 4 – Salaire moyen (imputé) du père et de la mère des enfants nés entre le 1^{er} janvier 1960 et le 31 décembre 1979 en fonction du mois de naissance de l'enfant, rapporté au salaire moyen de l'ensemble des pères et mères de famille. Champ : enfants dont le père ou la mère est salarié. Sources : Recensement de la Population 1982 (au 1/4) et Enquête Emploi (1990-2002).

(a) Salaire du père (imputé) / salaire moyen

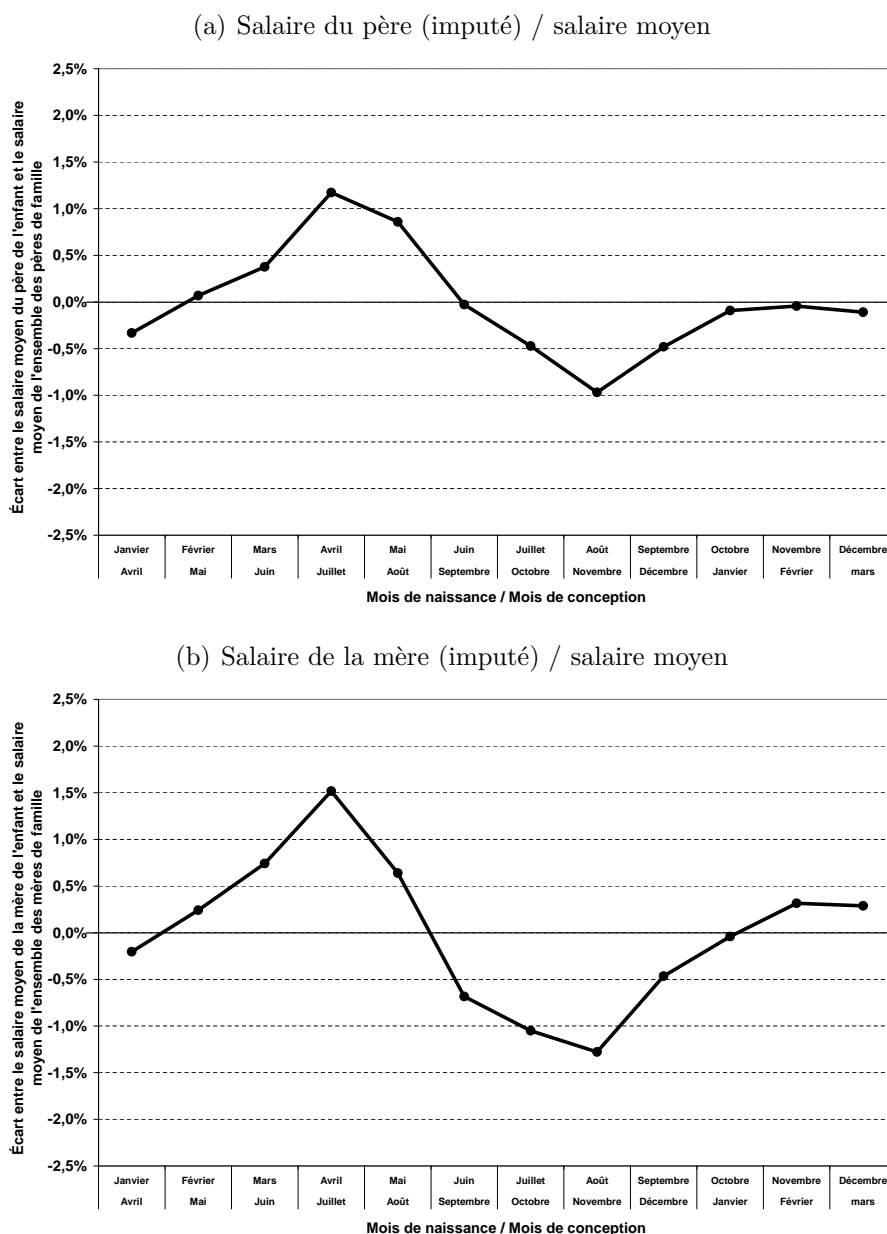


(b) Salaire de la mère (imputé) / salaire moyen



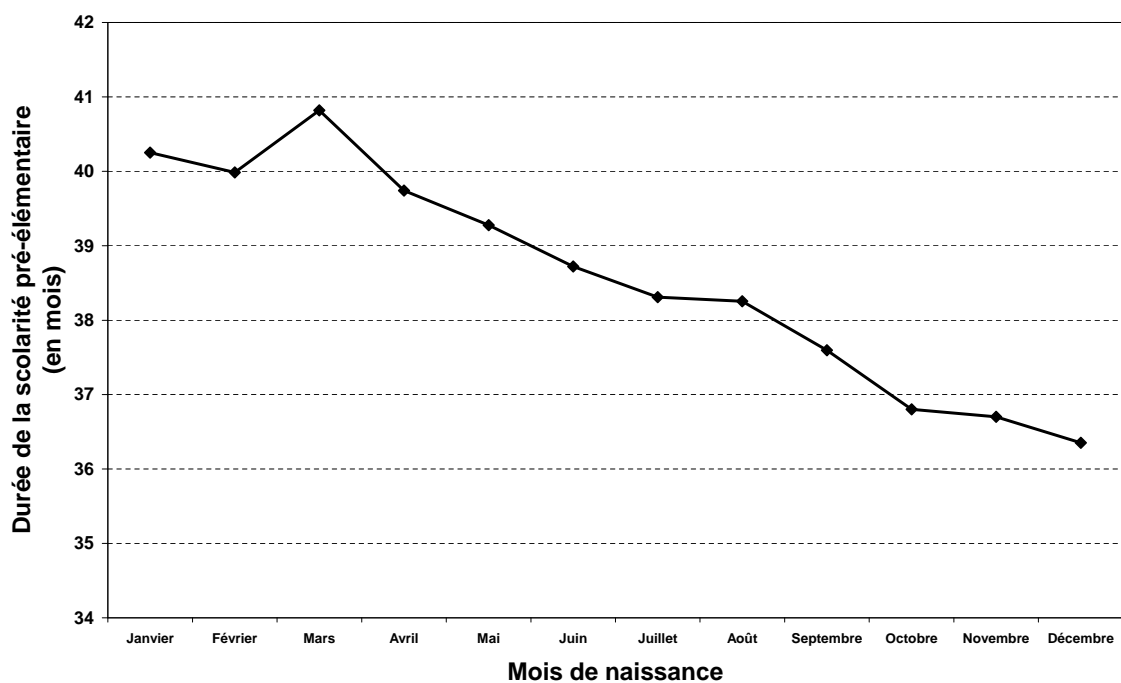
Notes: Chaque graphique est réalisé à partir des données du recensement de 1982 et de l'enquête Emploi (1990-2002). Chaque point correspond à l'écart entre le salaire moyen des pères (ou des mères) des enfants nés au cours de ce mois et le salaire moyen des pères (ou des mères) de l'ensemble des enfants nés entre le 1^{er} janvier 1960 et le 31 décembre 1979. Les salaires des pères et mères de famille sont imputés à partir de leur profession (en 456 postes) à partir du salaire moyen de chaque profession dans l'enquête Emploi (calculé séparément pour les hommes et les femmes). Ces graphiques ne couvrent par conséquent que les enfants dont le père ou la mère est salarié.

Figure 5 – Salaire moyen (imputé) du père et de la mère des enfants nés entre le 1^{er} janvier 1980 et le 31 décembre 1998 en fonction du mois de naissance de l'enfant, rapporté au salaire moyen de l'ensemble des pères et mères de famille. Champ : enfants dont le père ou la mère est salarié. Sources : Recensement de la Population 1999 (au 1/4) et Enquête Emploi (1990-2002).



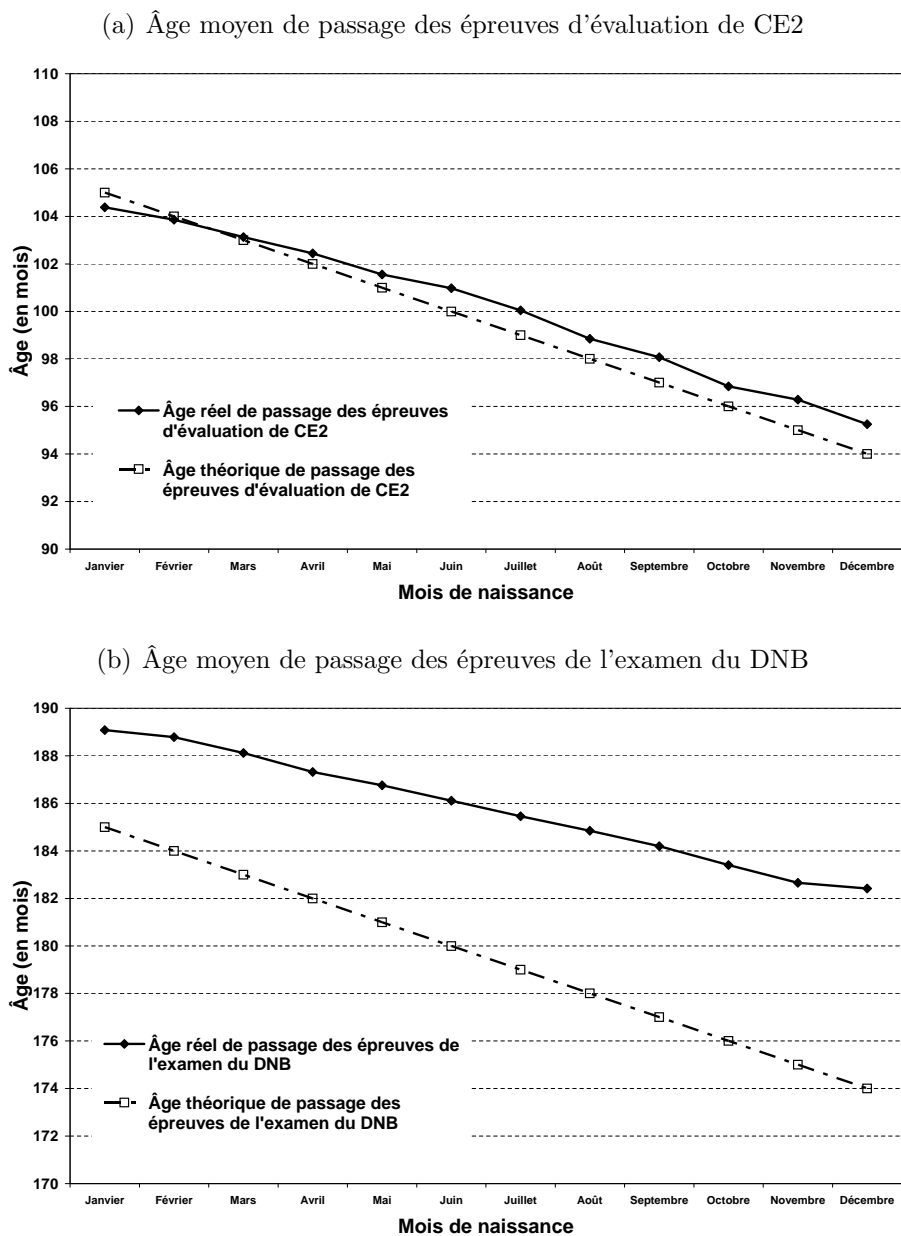
Notes: Chaque graphique est réalisé à partir des données du recensement de 1999 et de l'enquête Emploi (1990-2002). Chaque point correspond à l'écart entre le salaire moyen des pères (ou des mères) des enfants nés au cours de ce mois et le salaire moyen des pères (ou des mères) de l'ensemble des enfants nés entre le 1^{er} janvier 1980 et le 31 décembre 1998. Les salaires des pères et mères de famille sont imputés à partir de leur profession (en 456 postes) à partir du salaire moyen de chaque profession dans l'enquête Emploi (calculé séparément pour les hommes et les femmes). Ces graphiques ne couvrent par conséquent que les enfants dont le père ou la mère est salarié.

Figure 6 – *Durée moyenne (en mois) de la scolarité pré-élémentaire des élèves entrés en CP en 1997, en fonction de leur mois de naissance. Source : Panel primaire de l'Éducation nationale (1997).*



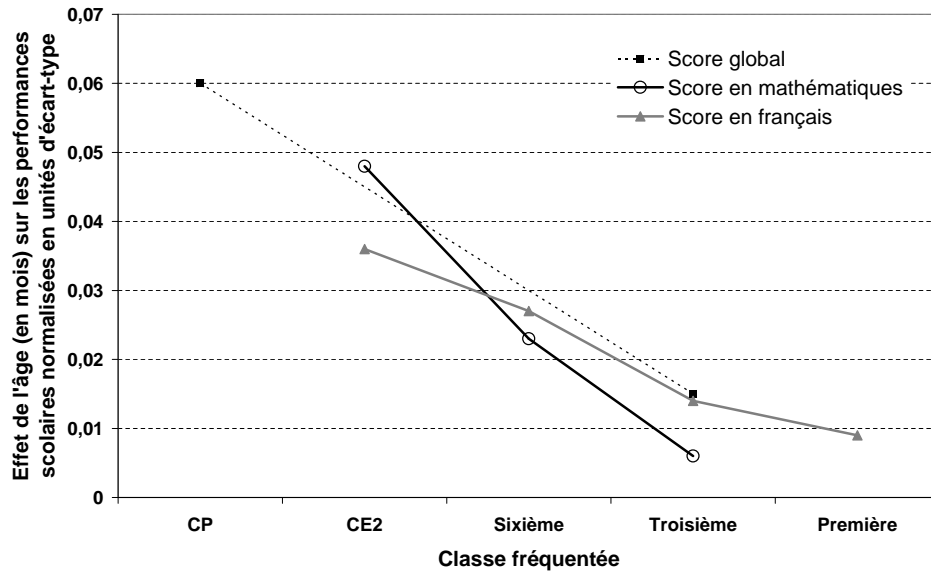
Notes: Ce graphique est construit à partir des informations sur la scolarité pré-élémentaire des élèves du panel primaire de l'Éducation nationale qui sont entrés en CP en 1997. Chaque point représente la durée moyenne (en mois) que les élèves ont passée à l'école maternelle en fonction de leur mois de naissance.

Figure 7 – Âge théorique et âge réel (en mois) de passage des épreuves d'évaluation de CE2 et de l'examen du Diplôme national du Brevet. Sources : Panel primaire de l'Éducation nationale (1997) et Base DNB (2004).



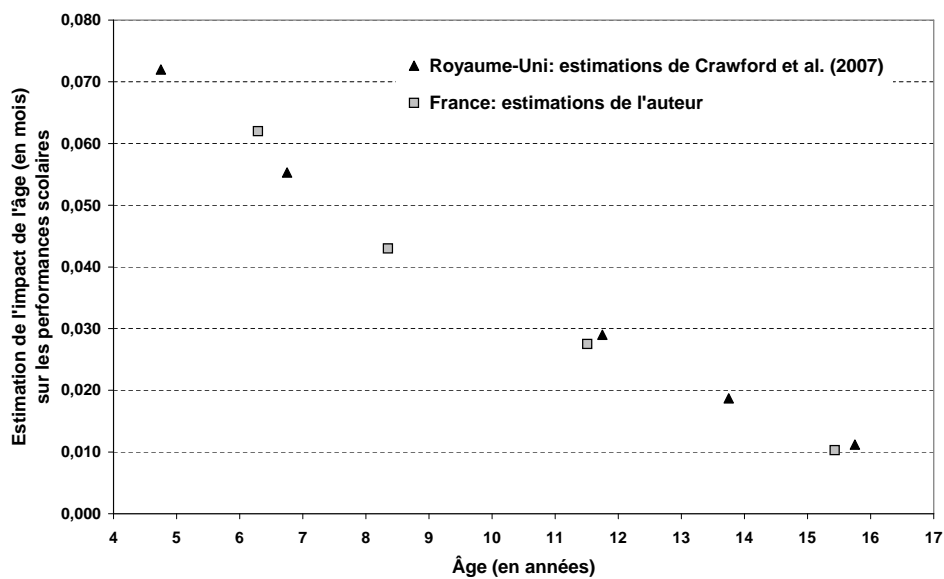
Notes: L'âge théorique de passage des épreuves d'évaluation de CE2 correspond à l'âge qu'auraient eu les élèves en octobre de l'année 1992 s'il étaient entrés en CP à l'âge normal (donc nés en 1990) et n'avaient pas redoublé ou sauté de classe par la suite. L'âge réel de passage des épreuves est calculé à partir de la date de passage des évaluations (octobre 1999 ou 2000) en fonction du mois et de l'année de naissance des élèves. L'âge théorique de passage des épreuves d'évaluation du DNB correspond à l'âge qu'auraient eu les élèves en juin de l'année 2004 s'il étaient entrés en CP à l'âge normal (donc nés en 1989) et n'avaient pas redoublé ou sauté de classe par la suite. L'âge réel de passage des épreuves est calculé à partir de la date de passage des épreuves (juin 2004) en fonction du mois et de l'année de naissance des élèves.

Figure 8 – Effet de l'âge (en mois) sur les performances scolaires (normalisées en unités d'écart-type) à différentes étapes du cursus éducatif. Sources : Panels primaire (1997) et secondaire (1995) de l'Éducation nationale et Base DNB (2004).



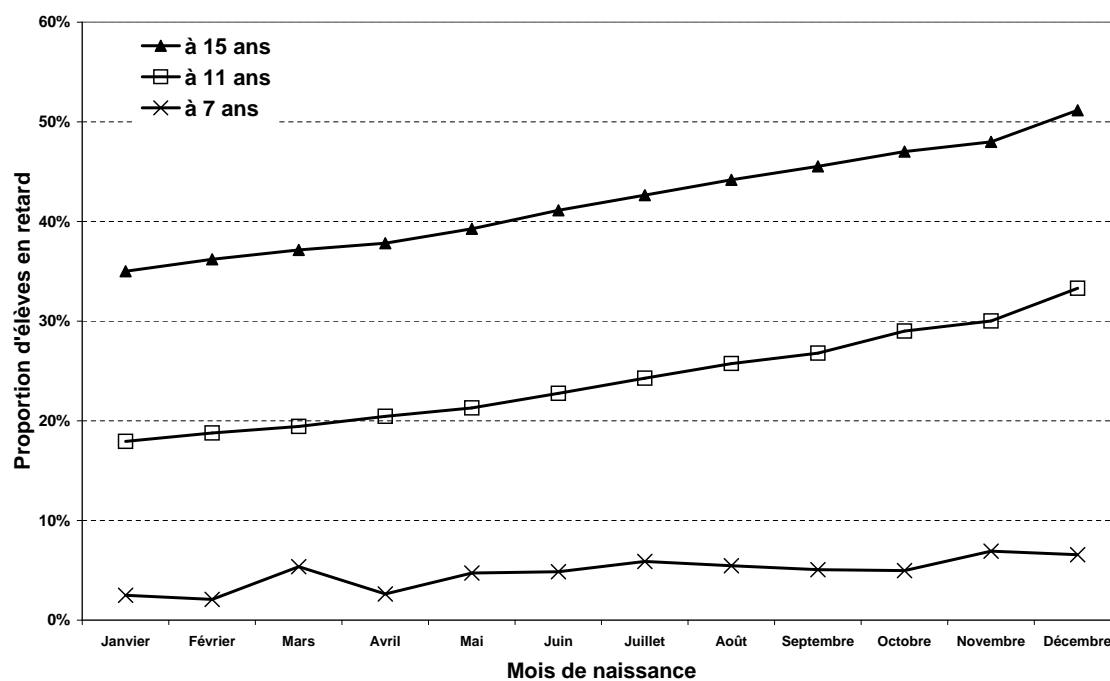
Notes: Chaque point de ce graphique correspond à l'estimation de l'effet marginal de l'âge (en mois) sur les performances scolaires mesurées à l'occasion des évaluations de CP, CE2, sixième, troisième et première. Les coefficients reportés ici sont ceux de la colonne 4 du tableau 1

Figure 9 – Comparaison des effets de l'âge (en mois) sur les performances scolaires en France et au Royaume-Uni, en fonction de l'âge des élèves (en années). Sources : calculs de l'auteur et estimations de Crawford et al. (2007).



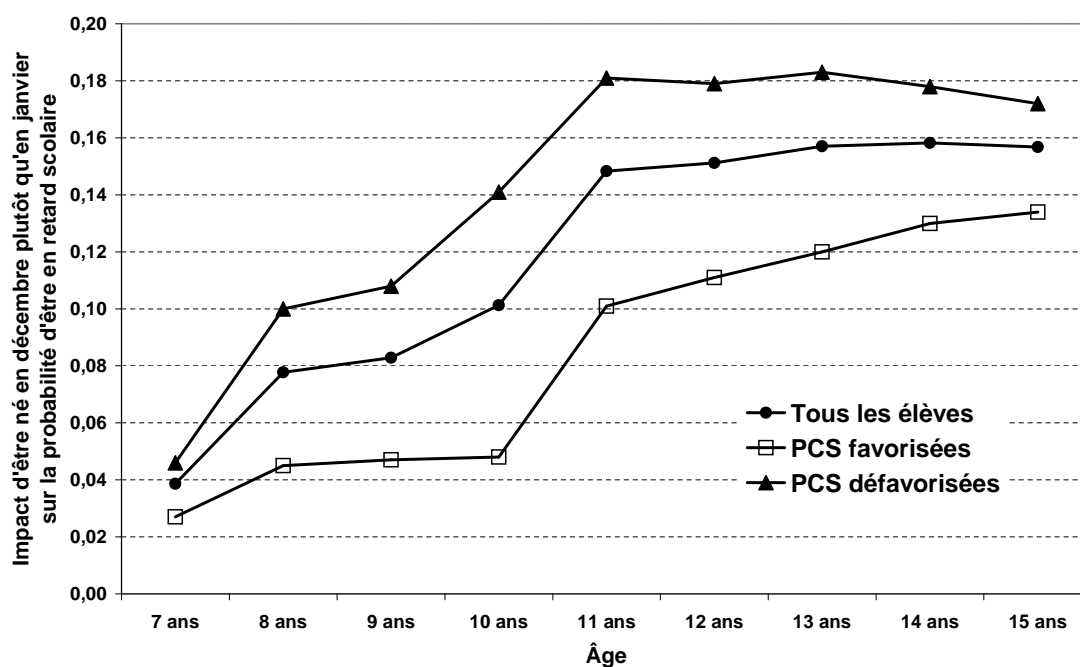
Notes: Les coefficients utilisés dans ce graphique sont ceux du tableau 3.

Figure 10 – Proportion d'élèves ayant au moins un an de retard scolaire à l'âge de 7, 11 et 15 ans en fonction de leur mois de naissance. Sources : Panel primaire de l'Éducation nationale (1997) et Base Scolarité (2004-2005).



Notes: Les calculs pour la proportion d'élèves en retard à l'âge de 7 ans ont été effectués à partir des données du panel primaire de l'Éducation nationale (1997) et les calculs à l'âge de 11 et 15 ans à partir de la base Scolarité 2004-2005.

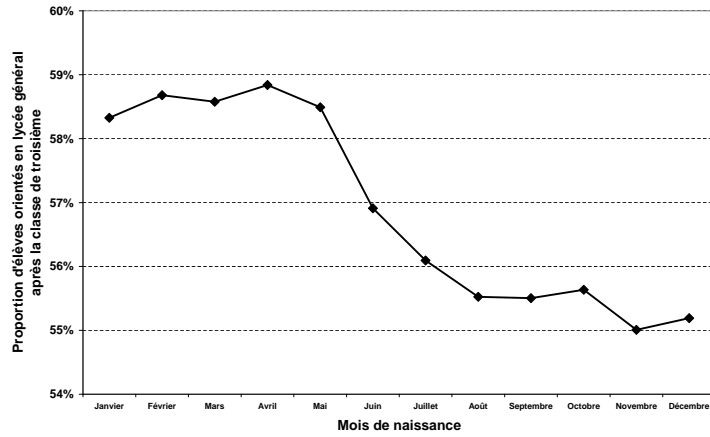
Figure 11 – Estimation de l'impact d'être né décembre plutôt qu'en janvier sur la probabilité d'avoir au moins un an de retard scolaire en fonction de l'âge et du milieu social. Sources : Panel primaire de l'Éducation nationale (1997) et Base Scolarité (2004-2005).



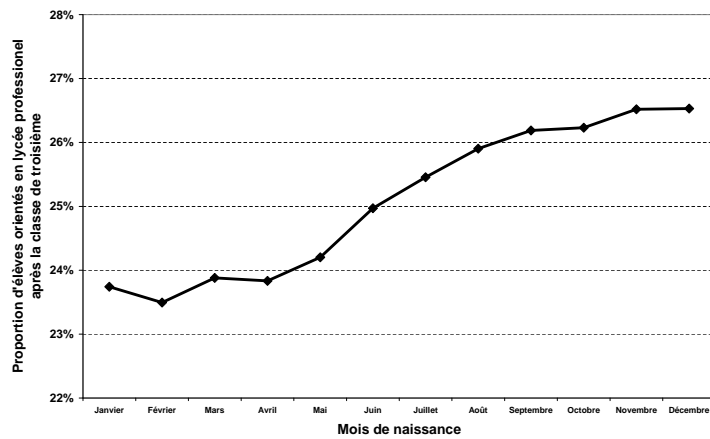
Notes: Ce graphique représente, en fonction de l'âge et du milieu social, l'impact du fait d'être né en décembre plutôt qu'en janvier sur la probabilité d'avoir au moins un an de retard à l'école. Chaque point du graphique correspond aux coefficients calculés dans la colonne 3 du tableau 4. Ce graphique montre par exemple qu'à l'âge de 13 ans, la probabilité d'être en retard scolaire est supérieure de 15 points pour les élèves nés en décembre par rapport à leurs camarades nés en janvier. Les estimations entre 7 et 10 ans ont été réalisées à partir des données du panel primaire de l'Éducation nationale (1997) et les estimations entre 11 et 15 ans à partir de la Base Scolarité 2004-2005.

Figure 12 – *Orientation après la classe de troisième des élèves nés en 1986.*
Sources : Bases Scolarité 2000-2001 à 2004-2005.

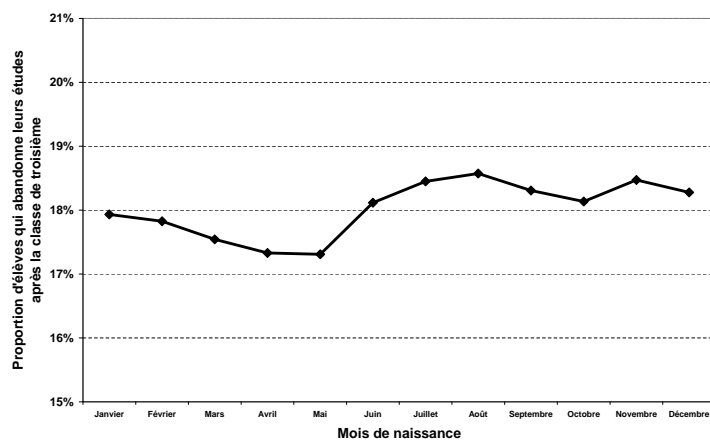
(a) Proportion d'élèves orientés en lycée général



(b) Proportion d'élèves orientés en lycée professionnel

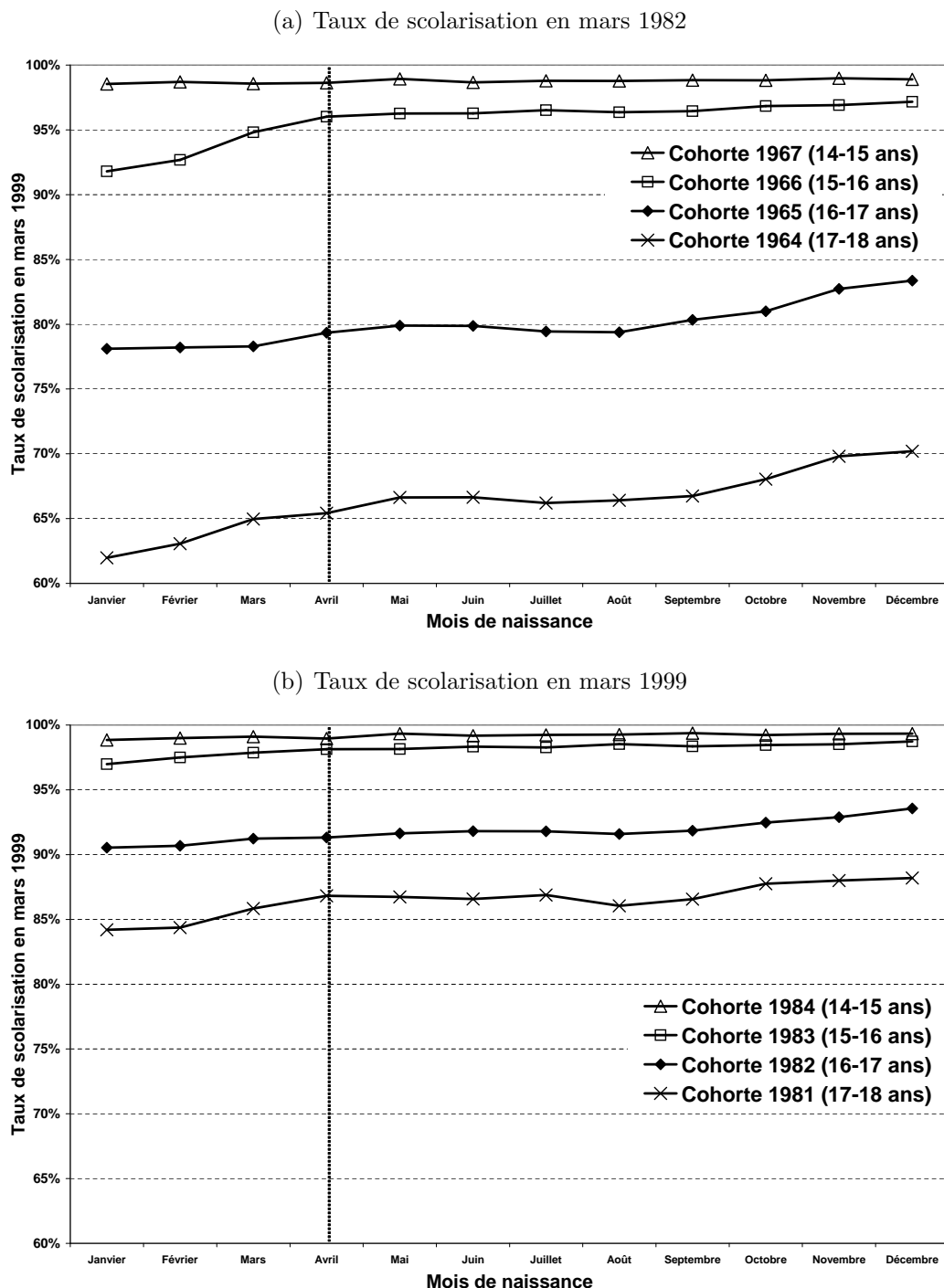


(c) Proportion d'élèves qui arrêtent leurs études après le collège



Notes: Ces graphiques présentent l'orientation après la classe de troisième des élèves nés en 1986, que ceux-ci aient un an d'avance en troisième, soient à l'âge normal ou aient un à trois ans de retard.

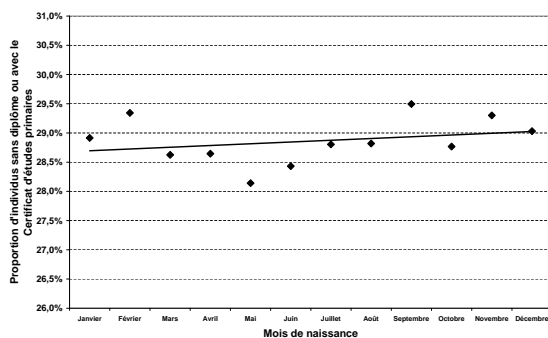
Figure 13 – Taux de scolarisation des jeunes âgés de 14 à 18 ans en mars de l'année du recensement en fonction de leur mois de naissance. Sources : Recensements de la population 1982 et 1999 (au 1/4).



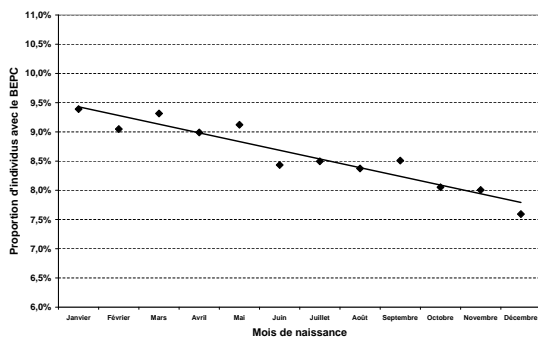
Notes: Ces graphiques indiquent le taux de scolarisation des jeunes âgés de 14 à 18 ans en mars de l'année du recensement. En mars 1982, les individus nés en 1966 ont 16 ans s'ils sont nés avant le mois de mars et 15 ans s'ils sont nés après. Sur le graphique du haut, on remarque que le taux de scolarisation chute lorsque les individus atteignent l'âge de 16 ans (courbe correspondant à la cohorte 1966).

Figure 14 – Dernier diplôme obtenu par les individus nés entre 1945 et 1965 en fonction de leur mois de naissance. Source : Enquête Emploi (1990-2002).

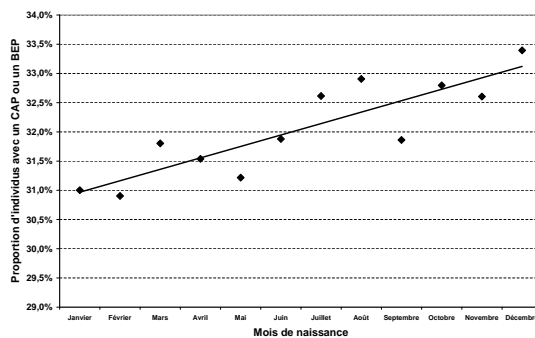
(a) Aucun diplôme ou Certificat d'études



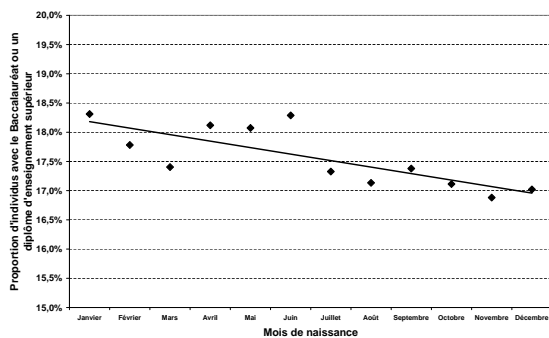
(b) BEPC



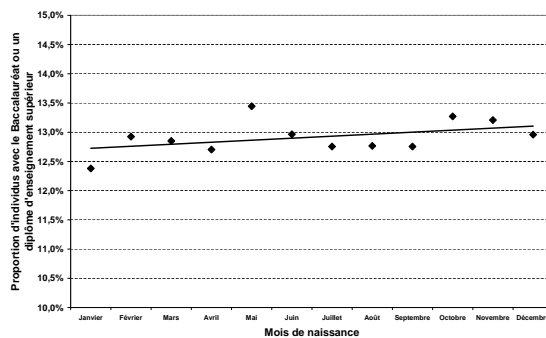
(c) CAP ou BEP



(d) Baccalauréat général ou diplôme de l'enseignement supérieur général



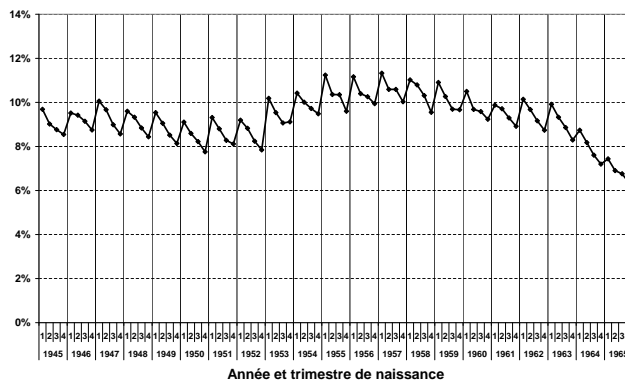
(e) Baccalauréat professionnel ou diplôme de l'enseignement supérieur technique



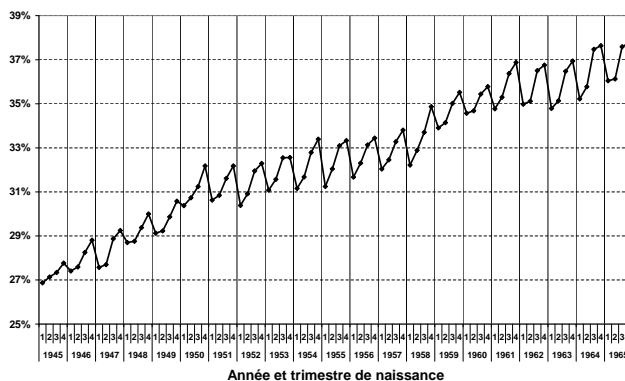
Notes: Ces graphiques sont construits à partir des données de l'enquête Emploi (1990-2002) et indiquent la répartition des diplômes des individus nés entre 1945 et 1965, en fonction de leur mois de naissance.

Figure 15 – *Proportion d'individus nés entre 1945 et 1965 dont le dernier diplôme est soit le BEPC, soit un CAP ou un BEP, soit le Baccalauréat général ou un diplôme universitaire général en fonction de leur année et de leur trimestre de naissance.*
Source : Recensement de la population 1999 (au 1/4).

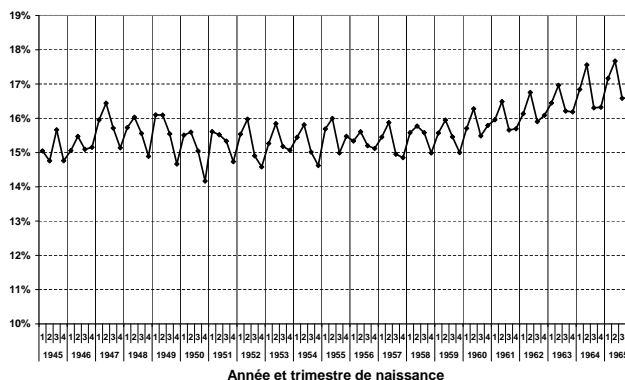
(a) BEPC



(b) CAP ou BEP



(c) Baccalauréat général ou diplôme de l'enseignement supérieur général



Notes: Ces graphiques sont construits à partir des données du recensement de 1999 et indiquent la proportion d'individus nés entre 1945 et 1965 dont le dernier diplôme est soit le BEPC, soit un CAP ou un BEP, soit le Baccalauréat général ou un diplôme universitaire général en fonction de leur année et de leur trimestre de naissance.

Table 1 – Impact de l'âge absolu (en mois) sur les notes obtenues aux évaluations de CP, de CE2, de sixième, au contrôle continu et à l'examen terminal du Diplôme national du Brevet, et à l'épreuve anticipée de français du Baccalauréat. Instrument : différence d'âge séparant l'élève des individus nés en décembre de son année de naissance. Sources : Panels primaire (1997) et secondaire (1995) de l'Éducation nationale et Base DNB (2004).

	Source	(Variable dép. : score)	(Variable dép. :	(Variable dép. :	(Variable dépendante :	(Variable dépendante :	(Élèves nés en janvier ou en décembre)	Nb d'obs. Tous les élèves / élèves nés en janvier et en décembre
			âge en mois)	score)	âge absolu en mois)	âge absolu en mois)		
Instrument : différence d'âge avec les individus nés en décembre de l'année de naissance								
		MCO	Première étape	Forme réduite	IV	IV	IV	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
<u>ÉCOLE PRIMAIRE</u>								
CP : score global	PPEN 1997	0.029*** (0.003)	0.908*** (0.006)	0.056*** (0.003)	0.062*** (0.003)	0.060*** (0.003)	0.059*** (0.005)	9 342 / 1 537
CE2 : score en mathématiques	PPEN 1997	-0.011*** (0.003)	0.851*** (0.011)	0.042*** (0.003)	0.050*** (0.004)	0.048*** (0.004)	0.046*** (0.006)	7 653 / 1 257
CE2 : score en français	PPEN 1997	-0.013*** (0.003)	0.851*** (0.011)	0.031*** (0.003)	0.036*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.037*** (0.006)	7 653 / 1 257
<u>COLLÈGE</u>								
Sixième : mathématiques	PSEN 1995	-0.056*** (0.001)	0.724*** (0.014)	0.019*** (0.002)	0.026*** (0.003)	0.023*** (0.003)	0.020*** (0.004)	16 790 / 3 601
Sixième : français	PSEN 1995	-0.056*** (0.001)	0.724*** (0.014)	0.022*** (0.002)	0.029*** (0.003)	0.027*** (0.003)	0.026*** (0.004)	16 790 / 3 601
Troisième : DNB mathématiques (CC)	PSEN 1995	-0.051*** (0.001)	0.724*** (0.018)	0.002 (0.003)	0.002 (0.004)	0.003 (0.003)	-0.002 (0.005)	10 894 / 2 318
Troisième : DNB français (CC)	PSEN 1995	-0.049*** (0.001)	0.724*** (0.018)	0.011*** (0.003)	0.015*** (0.004)	0.016*** (0.003)	0.012** (0.005)	10 894 / 2 318
Troisième : DNB langue vivante 1 (CC)	PSEN 1995	-0.051*** (0.001)	0.724*** (0.018)	0.007*** (0.003)	0.010*** (0.004)	0.011*** (0.003)	0.012** (0.005)	10 894 / 2 318
Troisième : DNB mathématiques (EF)	DNB 2004	-0.023*** (0.000)	0.647*** (0.004)	0.004*** (0.000)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.000)	0.005*** (0.001)	781 391 / 127 822
Troisième : DNB français (EF)	DNB 2004	-0.017*** (0.000)	0.647*** (0.004)	0.009*** (0.000)	0.014*** (0.001)	0.014*** (0.000)	0.015*** (0.001)	781 391 / 127 822
Troisième : DNB hist. et géo. (EF)	DNB 2004	-0.020*** (0.000)	0.647*** (0.004)	0.008*** (0.000)	0.013*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.014*** (0.001)	781 391 / 127 822
Troisième : DNB moyenne générale	DNB 2004	-0.026*** (0.000)	0.647*** (0.004)	0.010*** (0.000)	0.016*** (0.000)	0.015*** (0.000)	0.014*** (0.001)	781 391 / 127 822
<u>LYCÉE</u>								
Première : Bac français (écrit)	PSEN 1995	-0.019*** (0.003)	0.775*** (0.016)	0.006* (0.004)	0.008* (0.005)	0.009* (0.005)	0.011 (0.005)	5 460 / 1 117
Première : Bac français (oral)	PSEN 1995	-0.018*** (0.003)	0.775*** (0.016)	-0.005 (0.004)	-0.006 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.005 (0.008)	5 460 / 1 117
Contrôles socio-démographiques et scolaires		Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. PPEN 1997: panel primaire de l'Éducation nationale (1997). PSEN 1995: panel secondaire de l'Éducation nationale (1995). DNB 2004: base du Diplôme national du Brevet 2004. CC: contrôle continu. EF: examen final. Chaque coefficient provient d'une régression séparée. Les coefficients de la colonne 1 sont issus de la régression naïve du score sur l'âge (en mois) de l'élève. Les coefficients des colonnes 3 à 5 correspondent aux différentes étapes (première étape, forme-réduite et seconde étape) de la régression du score de l'élève sur son âge (en mois), lorsque l'âge est instrumenté par le nombre de mois qui le séparent des individus nés en décembre de son année de naissance. Les coefficient de la colonne 5 sont issus des régressions de seconde étape lorsqu'on contrôle pour les caractéristiques socio-démographiques de l'élève et le type d'établissement scolaire fréquenté (cf. section 4). Les coefficients de la colonne 6 sont estimés à partir de l'échantillon des élèves nés uniquement en janvier et en décembre.

Table 2 – Analyse par sous-groupes d’élèves de l’impact de l’âge absolu (en mois) sur les notes obtenues aux évaluations de CP, de CE2, de sixième, au contrôle continu et à l’examen terminal du Diplôme national du Brevet, et à l’épreuve anticipée de français du Baccalauréat. Instrument : différence d’âge séparant un élève de ses camarades nés en décembre de son année de naissance. Sources : Panels primaire (1997) et secondaire (1995) de l’Éducation nationale et Base DNB (2004).

	Source	(Variable dépendante : score aux évaluations)			
		Garçons	Filles	PCS favorisées	PCS défav.
		IV (1)	IV (2)	IV (3)	IV (4)
<u>ÉCOLE PRIMAIRE</u>					
CP : score global	PPEN 1997	0.060*** (0.004)	0.062*** (0.004)	0.054*** (0.004)	0.063*** (0.004)
Nombre d’observations		4 861	4 668	4 008	5 334
CE2 : score en mathématiques	PPEN 1997	0.052*** (0.006)	0.046*** (0.005)	0.037*** (0.005)	0.057*** (0.005)
CE2 : score en français	PPEN 1997	0.039*** (0.005)	0.035*** (0.005)	0.030*** (0.005)	0.040*** (0.005)
Nombre d’observations		3 862	3 791	3 367	4 286
<u>COLLÈGE</u>					
Sixième : mathématiques	PSEN 1995	0.020*** (0.004)	0.025*** (0.004)	0.021*** (0.004)	0.025*** (0.004)
Sixième : français	PSEN 1995	0.026*** (0.004)	0.027*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.026*** (0.004)
Nombre d’observations		8 662	8 128	6 884	9 906
Troisième : DNB mathématiques (CC)	PSEN 1995	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)	0.006 (0.005)	-0.000 (0.005)
Troisième : DNB français (CC)	PSEN 1995	0.014*** (0.005)	0.017*** (0.004)	0.019*** (0.005)	0.013*** (0.005)
Troisième : DNB langue vivante 1 (CC)	PSEN 1995	0.009* (0.005)	0.011** (0.005)	0.012** (0.005)	0.009* (0.005)
Nombre d’observations		5 142	5 752	5 224	5 670
Troisième : DNB mathématiques (EF)	DNB 2004	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.004*** (0.001)
Troisième : DNB français (EF)	DNB 2004	0.013*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.012*** (0.001)
Troisième : DNB hist. et géo. (EF)	DNB 2004	0.012*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.011*** (0.001)
Troisième : DNB moyenne générale	DNB 2004	0.015*** (0.001)	0.016*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.014*** (0.001)
Nombre d’observations		384 263	397 128	331 115	450 276
<u>LYCÉE</u>					
Première : Bac français (écrit)	PSEN 1995	0.012 (0.008)	0.010* (0.006)	0.014** (0.007)	0.006 (0.007)
Première : Bac français (oral)	PSEN 1995	-0.001 (0.008)	-0.006 (0.006)	0.003 (0.007)	-0.012 (0.007)
Nombre d’observations		2 186	3 274	3 212	2 248
Contrôles socio-démographiques et scolaires		Oui	Oui	Oui	Oui

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. PPEN 1997: panel primaire de l’Éducation nationale (1997). PSEN 1995: panel secondaire de l’Éducation nationale (1995). DNB 2004: base du Diplôme national du Brevet 2004. CC: contrôle continu. EF: examen final. Chaque coefficient provient d’une régression séparée par sous-groupe d’élèves. Les coefficients reportés proviennent des régressions de seconde étape du score individuel sur l’âge de l’élève (en mois) au moment de l’évaluation, lorsque l’âge est instrumenté par le nombre de mois qui le séparent des individus nés en décembre de son année de naissance. Les individus sont classés en « PCS favorisée » ou en « PCS défavorisée » en fonction de la PCS du chef de famille (cf. section 4). Toutes les régressions incluent des contrôles socio-démographiques pour l’élève et le type d’établissement scolaire fréquenté.

Table 3 – *Comparaison des effets de l'âge (en mois) sur les performances scolaires en France et au Royaume-Uni, en fonction de l'âge des élèves (en années). Sources : calculs de l'auteur pour la France (cf. tableau 1) et estimations de Crawford et al. (2007) pour le Royaume-Uni.*

Année de l'évaluation		Âge moyen de passage de l'évaluation (en années)	Effet estimé de l'âge (en mois) sur les performances scolaires	
France (1)	Royaume-Uni (2)		France (3)	Royaume-Uni (4)
	<i>Foundation Stage</i>	4.75		0.072
CP		6.29	0.062	
	<i>Key Stage 1</i>	6.75		0.055
CE2		8.35	0.043	
Sixième		11.51	0.028	
	<i>Key Stage 2</i>	11.75		0.029
	<i>Key Stage 3</i>	13.75		0.019
Troisième		15.43	0.010	
	<i>Key Stage 4</i>	15.75		0.011

Notes: Ce tableau compare les effets estimés de l'âge (en mois) sur les performances scolaires en France et au Royaume-Uni, en fonction de l'âge (en année). Les estimations pour la France sont issues des estimations réalisées dans la colonne 4 du tableau 1. Les estimations pour le Royaume-Uni sont tirées de Crawford et al. (2007). Les chiffres reportés dans la colonne 3 correspondent, pour le CP, à l'effet estimé de l'âge sur le score global et, pour le CE2, la sixième et la troisième, à la moyenne des effets estimés sur le score en mathématiques et en français (notes à l'examen final dans le cas du DNB). Les chiffres reportés dans la colonne 4 sont calculés à partir des tableaux 5.1 (*Foundation Stage* et *Key Stage 1*), B.1 (*Key Stage 2* et *Key Stage 3*) et 5.3 (*Key Stage 4*) de Crawford et al. (2007).

Table 4 – *Estimation Probit de l'impact marginal du mois de naissance sur la probabilité d'avoir au moins un an de retard scolaire en fonction de l'âge et du milieu social. Sources : Panel primaire de l'Éducation nationale (1997) et Base Scolarité (2004-2005).*

		Variable dépendante : probabilité d'avoir au moins un an de retard scolaire					
Âge	Source	Tous les élèves		PCS favorisées		PCS défavorisées	
		Effets marginaux (1)	Pénalité naissance décembre/janvier (2)	Effets marginaux (3)	Pénalité naissance décembre/janvier (4)	Effets marginaux (5)	Pénalité naissance décembre/janvier (6)
à 7 ans	PPEN 1997	0.003*** (0.001)	0.038	0.002*** (0.001)	0.027	0.004*** (0.001)	0.046
à 8 ans	PPEN 1997	0.007*** (0.001)	0.077	0.004*** (0.001)	0.045	0.009*** (0.001)	0.100
à 9 ans	PPEN 1997	0.008*** (0.001)	0.083	0.004*** (0.001)	0.047	0.010*** (0.002)	0.108
à 10 ans	PPEN 1997	0.009*** (0.001)	0.101	0.004*** (0.001)	0.048	0.013*** (0.002)	0.141
	[Nombre d'observations]	[8 663]		[3 749]		[4 914]	
à 11 ans	BASCO 2004-2005	0.013*** (0.000)	0.149	0.009*** (0.000)	0.101	0.016*** (0.000)	0.181
	[Nombre d'observations]	[799 309]		[327 140]		[472 169]	
à 12 ans	BASCO 2004-2005	0.014*** (0.000)	0.152	0.010*** (0.000)	0.111	0.016*** (0.000)	0.179
	[Nombre d'observations]	[799 309]		[327 140]		[472 169]	
à 13 ans	BASCO 2004-2005	0.014*** (0.000)	0.158	0.011*** (0.000)	0.120	0.017*** (0.000)	0.183
	[Nombre d'observations]	[799 309]		[327 140]		[472 169]	
à 14 ans	BASCO 2004-2005	0.014*** (0.000)	0.159	0.012*** (0.000)	0.130	0.016*** (0.000)	0.178
	[Nombre d'observations]	[792 577]		[326 434]		[466 143]	
à 15 ans	BASCO 2004-2005	0.014*** (0.000)	0.158	0.012*** (0.000)	0.134	0.016*** (0.000)	0.172
	Nombre d'observations	[752 877]		[317 149]		[435 728]	

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. PPEN 1997: panel primaire de l'Éducation nationale (1997). Basco 2004-2005: Base Scolarité (secteur public et secteur privé) de l'année scolaire 2004-2005. Chaque coefficient provient d'une régression séparée. On utilise un modèle Probit pour mesurer l'impact du mois de naissance sur la probabilité pour un élève d'avoir au moins un an de retard à un à un âge donné. La pénalité subie par les élèves nés en décembre par rapport aux élèves nés en janvier est calculée en multipliant par 11 l'effet marginal du mois de naissance sur la probabilité d'être en retard scolaire. Les élèves sont classés en « favorisés » et « défavorisés » en fonction de la PCS du chef de famille (cf. section 5)

Table 5 – *Impact du mois de naissance sur l’orientation des élèves en fin de troisième. Estimations réalisées à partir d’un modèle Probit multinomial. Sources : Bases Scolarité 2000-2001 à 2004-2005.*

Variable dépendante	Tous les élèves		Élèves nés en janvier ou en décembre	
	Effets marginaux (1)	Écart déc/jan (2)	Effets marginaux (7)	Écart dec/jan (8)
Orientation en lycée général	-0.004*** (0.000)	-0.044	-0.003*** (0.000)	-0.031
Orientation en lycée professionnel	0.003*** (0.000)	0.035	0.003*** (0.000)	0.028
Abandon des études après le collège	0.001*** (0.000)	0.009	0.000 (0.000)	0.003
Nombre d’observations	772 561		127 553	

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. Ce tableau présente l’estimation à l’aide d’un modèle Probit multinomial de l’impact du mois de naissance sur l’orientation en fin de troisième. L’échantillon est construit à partir des Bases scolarité 2000-2001 à 2004-2005 pour les élèves nés en 1986, que ceux-ci aient un an d’avance en troisième, soient à l’âge normal ou aient un à trois ans de retard.

Table 6 – *Impact du mois de naissance sur l’orientation des élèves en fin de troisième. Analyse par sous-groupes d’élèves. Estimations réalisées à partir d’un modèle Probit multinomial. Sources : Bases Scolarité 2000-2001 à 2004-2005.*

Variable dépendante	Élèves nés en janvier ou en décembre							
	Garçons		Filles		PCS favorisées		PCS défavorisées	
	Effets marginaux (1)	Écart déc/jan (2)	Effets marginaux (3)	Écart déc/jan (4)	Effets marginaux (5)	Écart déc/jan (6)	Effets marginaux (7)	Écart déc/jan (8)
Orientation en lycée général	-0.003*** (0.000)	-0.033	-0.003*** (0.000)	-0.033	-0.002*** (0.000)	-0.019	-0.004*** (0.000)	-0.041
Orientation en lycée professionnel	0.003*** (0.000)	0.028	0.003*** (0.000)	0.028	0.002*** (0.000)	0.022	0.003*** (0.000)	0.032
Abandon des études après le collège	0.000 (0.000)	0.005	0.000 (0.000)	0.002	-0.000 (0.000)	-0.003	0.001*** (0.000)	0.008
Nombre d’observations	64 475		63 078		50 426		77 127	

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. Ce tableau présente l’estimation à l’aide d’un modèle Probit multinomial de l’impact du mois de naissance sur l’orientation en fin de troisième. L’échantillon est construit à partir des Bases scolarité 2000-2001 à 2004-2005 pour les élèves nés en 1986, que ceux-ci aient un an d’avance en troisième, soient à l’âge normal ou aient un à trois ans de retard.

Table 7 – *Impact du mois de naissance sur l'âge de fin d'études (en années). Individus nés entre 1945 et 1965. Source : Enquête Emploi (1990-2002).*

Variable dépendante	Hommes			Femmes		
	Écart décembre/janvier			Écart décembre/janvier		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Âge de fin d'études	-0.059 (0.055)	-0.057 (0.036)	-0.050 (0.055)	0.067** (0.023)	0.072** (0.032)	0.101** (0.048)
VARIABLES DE CONTRÔLE :						
Année d'enquête	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Année de naissance	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
ÉCHANTILLON :						
Mois de naissance	Tous	Tous	Jan. & Déc	Tous	Tous	Jan. & Déc
Nombre d'observations	97 746	97 746	16 195	102 532	102 532	17 078

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. Ce tableau présente l'estimation de l'impact du mois de naissance sur l'âge de fin d'études. L'échantillon est construit à partir des fichiers de l'enquête Emploi (1990-2002) et comprend tous les individus nés entre 1945 et 1965. Les écarts-types sont robustes à la corrélation intra-cohorte.

Table 8 – *Impact du mois de naissance sur le dernier diplôme obtenu. Estimations réalisées à partir d'un modèle Probit multinomial. Individus nés entre 1945 et 1965. Source : Enquête Emploi (1990-2002).*

Variable dépendante	Hommes			Femmes		
	Écart décembre/janvier			Écart décembre/janvier		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DERNIER DIPLÔME OBTENU :						
Aucun diplôme ou Certificat d'études primaires	0.004 (0.005)	0.003 (0.005)	0.004 (0.007)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.005)	-0.004 (0.007)
BEPC	-0.012*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.016*** (0.004)	-0.021*** (0.003)	-0.021*** (0.003)	-0.025*** (0.004)
CAP ou BEP	0.024*** (0.006)	0.024*** (0.005)	0.034*** (0.007)	0.021*** (0.005)	0.021*** (0.004)	0.018*** (0.007)
Bac général ou diplôme univ. général	-0.016*** (0.005)	-0.016*** (0.004)	-0.022*** (0.006)	-0.006** (0.003)	-0.006 (0.004)	0.001 (0.006)
Bac professionnel ou diplôme univ. technique	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.003 (0.005)	0.007** (0.004)	0.007** (0.003)	0.011** (0.005)
VARIABLES DE CONTRÔLE :						
Année d'enquête	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Année de naissance	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
ÉCHANTILLON :						
Mois de naissance	Tous	Tous	Jan. & Déc	Tous	Tous	Jan. & Déc
Nombre d'observations	97 868	97 868	16 224	102 598	102 598	17 082

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. Ce tableau présente l'estimation de l'impact du mois de naissance sur le dernier diplôme obtenu. L'échantillon est construit à partir des fichiers de l'enquête Emploi (1990-2002) et comprend tous les individus nés entre 1945 et 1965. Les écarts-types sont robustes à la corrélation intra-cohorte.

Table 9 – *Impact du mois de naissance sur la situation d’emploi des individus. Estimations réalisées à partir d’un modèle Probit. Individus nés entre le 1^{er} janvier 1945 et le 31 décembre 1965. Source : Enquête Emploi (1990-2002).*

Variable dépendante	Hommes			Femmes		
	Écart décembre/janvier			Écart décembre/janvier		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IMPACT DU MOIS DE NAISSANCE SUR :						
La probabilité d’être au chômage	0.004** (0.001)	0.004* (0.002)	0.004* (0.002)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.000 (0.005)
Nombre d’observations	93 890	93 890	15 550	81 343	81 343	13 604
La probabilité d’avoir un emploi à temps partiel	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.005)	-0.006 (0.009)
Nombre d’observations	88 547	88 547	14 684	73 459	73 459	12 302
La probabilité d’être fonctionnaire	-0.011*** (0.004)	-0.011*** (0.004)	-0.018*** (0.006)	-0.007 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.013* (0.008)
Nombre d’observations	89 097	89 097	14 768	74 129	74 129	12 425
VARIABLES DE CONTRÔLE :						
Année d’enquête	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Année de naissance	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
ÉCHANTILLON :						
Mois de naissance	Tous	Tous	Jan. & Déc	Tous	Tous	Jan. & Déc

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. Ce tableau présente l’estimation de l’impact du mois de naissance sur la situation des individus. L’échantillon est construit à partir des fichiers de l’enquête Emploi (1990-2002) et comprend tous les individus nés entre 1945 et 1965, dont le salaire est renseigné et qui sont interrogés pour la première fois. Les écarts-types sont robustes à la corrélation intra-cohorte.

Table 10 – *Impact du mois de naissance sur le salaire horaire (en euros de 2005). Individus nés entre le 1^{er} janvier 1945 et le 31 décembre 1965. Source : Enquête Emploi (1990-2002).*

Variable dépendante	Hommes					Femmes				
	Écart décembre/janvier					Écart décembre/janvier				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Log du salaire horaire	-0.023*** (0.006)	-0.023*** (0.005)	-0.012*** (0.004)	-0.031*** (0.007)	-0.014** (0.006)	-0.007** (0.003)	-0.008* (0.005)	-0.009* (0.004)	-0.014* (0.008)	-0.014** (0.006)
VARIABLES DE CONTRÔLE :										
Année d'enquête	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Année de naissance	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Dernier diplôme obtenu (5 cat.)	Non	Non	Oui	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Oui
ÉCHANTILLON :										
Mois de naissance	Tous	Tous	Tous	Jan. & Déc	Jan. & Déc	Tous	Tous	Tous	Jan. & Déc	Jan. & Déc
Nombre d'observations	63 551	63 551	63 551	10 603	10 603	60 231	60 231	60 231	10 091	10 091

Notes: *: coefficient significatif à 10 %; **: coefficient significatif à 5 %; ***: coefficient significatif à 1 %. Ce tableau présente l'estimation de l'impact du mois de naissance sur le logarithme du salaire horaire des individus. L'échantillon est construit à partir des enquêtes Emploi 1990-2004 et n'inclut que les personnes nées entre le 1^{er} janvier 1945 et le 31 décembre 1965, dont le salaire est renseigné et qui sont interrogées pour la première fois. Les cinq catégories de diplômes sont: aucun diplôme ou Certificat d'études primaires; BEPC; CAP ou BEP; Baccalauréat général ou diplôme universitaire général; Baccalauréat professionnel ou diplôme universitaire technique. Les écarts-types sont robustes à la corrélation intra-cohorte.