

RAPPORT IPP N°7 – JANVIER 2015

Évaluation du coût du redoublement

Asma Benhenda
Julien Grenet





L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Economie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

www.ipp.eu



RAPPORT IPP N°7 – JANVIER 2015

Évaluation du coût du redoublement

Asma Benhenda
Julien Grenet

LES AUTEURS DU RAPPORT

Asma BENHENDA est élève de l'École normale supérieure de Cachan et doctorante en économie à l'École d'Économie de Paris. Elle prépare actuellement une thèse consacrée aux politiques éducatives et aux inégalités de réussite scolaire.

Page personnelle : www.parisschoolofeconomics.eu/fr/benhenda-asma/

Julien GRENET est chargé de recherche en économie au CNRS, chercheur associé à l'École d'économie de Paris et directeur adjoint de l'Institut des politiques publiques. Spécialiste de l'économie de l'éducation, il a publié plusieurs études consacrées aux rendements de l'éducation, aux politiques de choix scolaire et à l'impact des aides financières sur la réussite des étudiants dans l'enseignement supérieur.

Page personnelle : www.parisschoolofeconomics.com/grenet-julien/

REMERCIEMENTS

Les auteurs souhaitent remercier Catherine MOISAN, directrice de la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP) du ministère de l'Éducation nationale, ainsi que ses équipes, en particulier Cédric AFSA, Gilles FOURNIER, Caroline SIMONIS-SUEUR et Pierrette BRIANT, pour avoir favorisé l'accès aux données éducatives du ministère.

Les auteurs tiennent également à remercier Arthur HEIM et Emilie HELMEID, du Conseil national d'évaluation du système scolaire (Cnesco), pour le soutien scientifique et technique qu'ils ont apporté à la réalisation de cette étude.

Des remerciements particuliers vont à Marc GURGAND, directeur de recherche au CNRS et professeur à l'École d'Économie de Paris, pour ses remarques et conseils avisés tout au long de la préparation de ce rapport qui lui doit beaucoup.

Cette étude, qui a été réalisée sous la responsabilité de l'Institut des Politiques Publiques, a bénéficié du soutien financier du Conseil national d'évaluation du système scolaire (Cnesco) et de l'Institut français de l'éducation (Ifé/ENS de Lyon). Les conclusions des auteurs n'engagent ni le Cnesco, ni l'Ifé.

SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

Ce rapport de l'Institut des politiques publiques propose une **évaluation du coût budgétaire du redoublement dans le premier et le second degrés en France.**

Pour mesurer ce coût, il faut d'abord estimer l'effet du redoublement sur les trajectoires scolaires des élèves (leur durée et leur nature). À cette fin, il est nécessaire de suivre la totalité de la scolarité d'une cohorte d'élèves. Le rapport exploite des données administratives exhaustives mises à disposition par la Direction de l'évaluation, de la performance et de la prospective (DEPP). Elles permettent d'observer la scolarité de l'ensemble des élèves nés en 1992, jusqu'à l'année scolaire 2011-2012.

Dans ces données, on retrouve des caractéristiques connues du redoublement. Premièrement, **à l'issue de leur scolarité, 48 % des élèves ont accumulé au moins une année de retard scolaire et le nombre moyen d'années redoublées accumulées est de 0,60 année.** Deuxièmement, en moyenne, les élèves redoublants sont, plus souvent que les autres élèves, de sexe masculin, d'origine sociale défavorisée et de faible niveau scolaire. Troisièmement, les élèves redoublants : a) ont plus tendance que les autres élèves à s'orienter vers la voie professionnelle plutôt que vers la voie générale et technologique après la troisième ; b) atteignent un niveau de formation secondaire inférieur à celui atteint par les élèves non redoublants ; c) ont une durée d'études moyenne supérieure à celle des autres élèves.

Il serait naturellement erroné d'attribuer un sens causal à ces corrélations, car les élèves redoublants auraient sans doute eu des trajectoires scolaires différentes des autres élèves, même s'ils n'avaient pas redoublé.

Pour isoler l'effet causal du redoublement sur les performances scolaires, la recherche internationale utilise des méthodes statistiques qui permettent de comparer les redoublants à des non-redoublants suffisamment semblables. Dans cette tradition, **le rapport utilise le fait que le mois de naissance a un effet marqué sur la probabilité de redoubler, surtout aux plus jeunes âges.** Or les durées de scolarisation observées en fin de carrière scolaire sont différentes selon que les enfants sont nés tôt (*i.e.* janvier) ou tard (*i.e.* décembre) dans l'année. Cela peut être interprété comme une conséquence du redoublement et permet d'en mesurer l'impact.

Sur cette base, **le rapport calcule que le redoublement augmente la durée totale des études primaires et secondaires presque exactement du nombre d'années redoublées.** Autrement dit, un redoublant termine ses études en moyenne avec le même niveau de formation secondaire que s'il n'avait pas redoublé, si bien qu'une année de redoublement retarde d'un an sa sortie du système scolaire. Cependant, **la nature des études est modifiée : le redoublement a un effet significatif sur la probabilité d'être orienté vers la voie professionnelle plutôt que vers la voie générale et technologique.** Ces résultats concernent essentiellement le redoublement des classes de primaire et de collège ; les estimations des effets du redoublement des classes de lycée sont plus imprécises.

Ces résultats préalables permettent de calculer le coût budgétaire du redoublement. Pour évaluer la réduction du temps passé dans le système scolaire qui résulterait d'une suppression du redoublement *aujourd'hui*, le rapport estime l'impact du redoublement sur la durée des études observé pour la cohorte 1992, mais

utilise les taux de redoublements actuels (qui sont plus faibles que ceux connus par cette cohorte). Dans cette simulation, le redoublement des classes diplômantes (deuxième année de CAP, Terminale) est cependant maintenu.

En appliquant aux années redoublées le coût par élève dans le niveau et la filière (professionnelle ou non) concernée, **on obtient un coût du redoublement en primaire et au collège d'environ 1 milliard d'euros (dont environ 500 millions pour le redoublement en primaire et 600 millions pour le redoublement au collège).** Le coût du redoublement au lycée est, quant à lui, estimé à environ 900 millions d'euros. Au total, le coût du redoublement (hors classes diplômantes) est d'environ 2 milliards d'euros par an. Par comparaison, le budget de l'Éducation nationale est de 65 milliards environ. Cependant, il faut noter que ce coût n'est pas supporté entièrement par l'Education nationale et le budget de l'État, mais également par les collectivités territoriales. Par ailleurs, il existe des coûts fixes dans le fonctionnement du système scolaire qu'une suppression du redoublement ne permettrait pas de réduire à proportion. Aussi, le chiffre de 2 milliards est-il une borne supérieure des économies que l'on pourrait espérer à terme.

Enfin, le rapport attire l'attention sur le fait que l'économie espérée ne peut être disponible qu'à l'issue d'une période transitoire relativement longue. En effet, à court terme, un élève de CP qui ne redouble plus ne réduit pas la dépense éducative (il coûte une année de CE1 au lieu d'une année de CP). Ainsi, l'économie qui résulte d'une sortie plus rapide du système scolaire n'est réalisée qu'à la fin de chaque carrière scolaire. Seules les cohortes les plus âgées au moment de la suppression d'un redoublement génèreraient une économie rapide. Le rapport étudie précisément la dynamique des effectifs scolaires induite par une suppression du redoublement et les économies correspondantes. Deux résultats principaux peuvent être dégagés. Le premier résultat est que **la suppression du redoublement coûte,**

sa première année, près de 20 millions d'euros. Ce coût est lié à l'afflux plus rapide à court terme des effectifs scolaires vers des niveaux de formation plus élevés et donc plus coûteux (afflux transitoire d'élèves du primaire vers le secondaire et, au sein du secondaire, afflux transitoire d'élèves du collège vers le lycée). Le deuxième résultat est que **les premières économies budgétaires (237 millions d'euros par an) sont réalisées à partir de la rentrée 2017.** Les économies augmentent ensuite année après année et l'état stationnaire est atteint à la rentrée 2027. C'est seulement à partir de cette date que la suppression du redoublement permet de réaliser l'économie budgétaire annuelle d'environ 2 milliards d'euros.

On notera que **les simulations proposées ne concernent que les dépenses d'éducation du premier et du second degré et ne prennent pas en compte le report transitoire d'une partie de cette dépense vers le budget de l'enseignement supérieur,** faute de données suffisamment précises pour caractériser les trajectoires éducatives au-delà du baccalauréat. Or, comme dans l'enseignement primaire et secondaire, la suppression du redoublement entraînerait un afflux transitoire d'élèves vers l'enseignement supérieur. La prise en compte de cette « bosse démographique » ralentirait le rythme de progression des économies budgétaires consolidées au cours de la période de transition mais n'affecterait pas leur niveau de long terme.

SOMMAIRE

Remerciements	1
Synthèse des résultats	6
Introduction	9
1 Les données utilisées	21
1.1 Les fichiers du dispositif FAERE	22
1.2 Construction de l'échantillon d'étude	25
1.3 Variables d'intérêt	27
1.4 Traitement de l'attrition	28
2 La place du redoublement dans la scolarité primaire et secondaire	33
2.1 L'accumulation du retard scolaire au cours de la scolarité	34
2.2 Caractéristiques des élèves redoublants	39
2.3 Redoublement, durée de scolarisation et nature des études	42
3 L'impact du redoublement sur les trajectoires scolaires	51
3.1 Les limites d'une estimation « toutes choses égales par ailleurs » . . .	52
3.2 Le mois de naissance comme instrument du redoublement	59
3.3 Les effets du mois de naissance sur le redoublement	63
3.4 Les effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires	68
3.5 L'impact causal du redoublement sur les trajectoires scolaires	76
4 Évaluation du coût du redoublement : approche statique	83
4.1 Remarques méthodologiques	84
4.2 Le coût du redoublement en primaire et au collège	85
4.3 Le coût du redoublement au lycée	88
5 Évaluation du coût du redoublement : approche dynamique	91
5.1 Le cadre conceptuel : les chaînes de Markov	92
5.2 Les effets dynamiques de la suppression du redoublement	96

Conclusion générale	109
Annexe	115
Références	119
Liste des tableaux	125
Liste des figures	127

INTRODUCTION

Le redoublement fait l'objet de contestations de plus en plus vives dans le débat public. Il est ainsi régulièrement décrié comme un outil de lutte contre les difficultés scolaires non seulement inefficace mais aussi extrêmement coûteux ¹.

La question de l'efficacité du redoublement comme outil de remédiation scolaire a nourri une abondante littérature scientifique, notamment économique. La plupart des études disponibles s'intéressent à l'effet du redoublement sur les performances scolaires des élèves telles qu'elles sont mesurées par leurs résultats aux examens nationaux (Diplôme national du brevet et Baccalauréat pour la France). Il ne semble pas qu'un consensus clair et définitif se dégage de ces travaux. Si une partie de la littérature met en évidence des effets négatifs assez importants du redoublement, tant à court terme qu'à long terme (Holmes et Matthews, 1984), un certain nombre d'études récentes, qui reposent sur une méthodologie plus rigoureuse et sophistiquée, suggèrent que le redoublement pourrait avoir des effets positifs à court terme sur les résultats scolaires des élèves les plus en difficulté (Manacorda, 2012 ; Gary-Bobo, Goussé et Robin, 2014), même s'il semble que ces effets positifs s'estompent rapidement (Jacob et Lefgren, 2004 ; 2009).

1. Voir par exemple : « Des remèdes à l'étude contre le mal français du redoublement », *Libération*, 29 août 2014 ; « Les vertus négatives du redoublement », *Le Monde*, 3 septembre 2014 ; « La France figure parmi les championnes du redoublement en Europe », *Le Figaro*, 24 septembre 2014 ; « Le redoublement 'inefficace, pénalisant et largement inéquitable' », *Le Nouvel Observateur*, 6 novembre 2014.

Il n'existe, à notre connaissance, que très peu d'études proposant une évaluation quantifiée du coût du redoublement en France. Il s'agit pourtant d'une question lourde d'enjeux en termes de politique éducative, pour deux raisons. D'une part, même si les taux de redoublement ont été divisés par deux au cours des vingt dernières années, cette pratique reste très répandue dans le système éducatif français : en 2013, 24 % des élèves de troisième présentaient un retard scolaire d'un an ou plus (DEPP, 2014). D'autre part, dans la perspective d'une limitation de la pratique du redoublement², il est essentiel de mesurer précisément les économies budgétaires qui pourraient être dégagées, afin d'évaluer les ressources mobilisables pour des politiques alternatives potentiellement plus efficaces que le redoublement.

Ce rapport propose une évaluation quantifiée du coût du redoublement, qui est ici circonscrit au surcoût budgétaire direct qu'entraîne le fait de scolariser plus longtemps les élèves redoublants dans l'enseignement du premier et du second degré, par rapport à une situation contrefactuelle où les taux de redoublements seraient maintenus à leur niveau actuel³. Cette étude ne prend donc pas en compte les coûts indirects du redoublement, qu'il s'agisse du coût d'opportunité subi par les redoublants du fait de leur entrée plus tardive sur le marché du travail ou de l'effet de signal potentiellement négatif sur les salaires du fait d'avoir redoublé (Brodaty, Gary-Bobo et Pietro, 2010).

Pour mesurer le coût du redoublement, il faut d'abord estimer l'effet du redoublement sur les trajectoires scolaires des élèves (leur durée et leur nature). Cette analyse préliminaire permet ensuite d'estimer le surcoût budgétaire des années passées par les redoublants dans le système scolaire, en mobilisant les informations re-

2. Le décret 2014-1377 du 18 novembre 2014 relatif au suivi et à l'accompagnement pédagogique des élèves affirme ainsi que le redoublement doit devenir une pratique « exceptionnelle ».

3. Cette étude n'analyse donc pas l'effet du redoublement sur les trajectoires dans l'enseignement supérieur, faute de données permettant de suivre la scolarité des élèves au-delà du Baccalauréat.

latives à la dépense moyenne par élève dans les différents cycles de l'enseignement primaire et secondaire en France.

Contributions du rapport

Il n'existe, en France comme à l'étranger, qu'un nombre limité d'études proposant une évaluation du coût direct du redoublement. La plupart de ces travaux, qui s'inscrivent dans le cadre d'analyses dites « coût-bénéfice », ont été initiés par l'étude réalisée par Shepard et Smith (1989) sur données américaines. Ces auteurs évaluent le coût du redoublement aux États-Unis à 10 milliards de dollars par an. Cette évaluation repose sur le calcul suivant :

$$\text{Coût} = \text{nombre d'élèves} \times \text{taux de redoublement} \times \text{dépense annuelle par élève}$$

Ce calcul comptable très simple sert également de fondement à des évaluations plus récentes (Eide et Goldhaber, 2005 ; Xia et Glennie, 2005). Pour la France, Paul et Troncin (2004) estiment ainsi le coût du redoublement en primaire et au collège à 2,24 milliards d'euros en 2002. L'OCDE (2013) évalue le coût du redoublement au cours de la scolarité obligatoire des élèves (de 6 à 15 ans) en France à 1,43 milliard d'euros en 2012. Bien que ces évaluations fournissent un premier éclairage chiffré sur le coût budgétaire du redoublement, elles n'en reposent pas moins sur des hypothèses fortes, qui méritent d'être discutées.

Premièrement, ces travaux supposent que le redoublement n'influence la scolarité des élèves qu'en décalant d'un an leur sortie du système éducatif. Cette hypothèse est discutable pour deux raisons. D'une part, et contrairement à ce que suggère l'intuition, le fait de redoubler une classe ne prolonge pas « mécaniquement » la durée d'études d'un an. Il est en effet possible que le redoublement influence le niveau de formation atteint par les élèves, soit en l'augmentant, soit en le réduisant. On peut illustrer ce phénomène en prenant l'exemple d'un élève

qui choisirait d'interrompre sa scolarité aussitôt qu'il atteint l'âge de fin d'études obligatoires, qu'il ait redoublé ou non : dans les deux cas, cet élève quittera l'école à 16 ans, si bien que sa durée d'études ne sera pas affectée par le redoublement. Le phénomène inverse peut également se produire : si le redoublement réduit le risque de décrochage scolaire en permettant aux élèves de surmonter leurs difficultés d'apprentissage, alors le fait de redoubler pourrait prolonger la durée d'études de plus d'un an. Supposer que chaque année redoublée retarde d'un an la sortie du système éducatif, comme le font les évaluations existantes, conduit à surestimer le coût du redoublement si l'impact réel du nombre d'années redoublées sur la durée d'études est inférieur à un, et à le surestimer s'il est supérieur à un. **Par ailleurs, cette approche méconnaît la possibilité que le redoublement influence la nature des études suivies, à travers notamment ses effets sur l'orientation après la classe de troisième.** Or plusieurs études (Caille, 2004 ; 2005 et Pirus, 2013) suggèrent qu'à niveau scolaire égal, le redoublement augmente les chances d'être orienté dans la voie professionnelle, pour deux raisons : d'une part, les élèves redoublants expriment des vœux d'orientation moins ambitieux que les autres élèves de même niveau scolaire ; d'autre part, les conseils de classe leur donnent moins souvent satisfaction s'ils demandent à être orientés dans la voie générale et technologique. Cet effet du redoublement sur l'orientation n'est pas sans conséquence sur le coût du redoublement, dans la mesure où la dépense moyenne par élève est plus élevée dans la voie professionnelle que dans la voie générale et technologique (Mattenet et Sorbes, 2014). Ne pas prendre cet effet en compte pourrait donc conduire à sous-estimer le coût réel du redoublement.

En réalisant des estimations annuelles du coût du redoublement, les évaluations existantes laissent par ailleurs croire, à tort, que l'économie budgétaire engendrée par une suppression du redoublement est instantanée. En réalité, cette économie budgétaire ne peut être obtenue que très progressivement et n'est

complètement réalisée que lorsque la totalité des élèves qui sont entrés en primaire dans le nouveau régime ont terminé leurs études secondaires. Pour mieux comprendre ce point essentiel, prenons l'exemple très simple d'une suppression du redoublement en classe de CM2. Si l'on supprimait le redoublement en classe de CM2 à partir de l'année t , la dépense éducative totale de l'année $t + 1$ serait effectivement, comme le suggèrent les évaluations existantes, réduite d'un montant égal au nombre de redoublants en CM2 multiplié par la dépenses éducative moyenne par élève de CM2. Cependant, pour obtenir l'économie budgétaire réelle réalisée à la fin de l'année $t + 1$, il faut retrancher à ce montant les dépenses supplémentaires engendrées par l'augmentation du nombre d'élèves en classe de sixième, augmentation égale au nombre d'élèves qui auraient redoublé leur classe de CM2 et ainsi de suite pour les années $t + 2$, $t + 3$, etc., jusqu'à l'année où tous les élèves entrés en CM2 en t ont quitté l'enseignement secondaire : c'est seulement à l'issue de cette dernière année que la totalité des économies budgétaires générées par la suppression de leur redoublement en classe de CM2 sera réalisée. Pour pouvoir mesurer précisément le montant des dépenses éducatives qui pourrait être libérée par une limitation ou une suppression du redoublement, il est donc essentiel d'adopter un raisonnement dynamique et non un raisonnement statique comme c'est généralement cas dans la littérature. Ne pas prendre en compte cette dimension dynamique conduirait à surestimer les économies budgétaires permises, à court et à moyen terme, par la suppression du redoublement.

Enfin, l'approche comptable suppose qu'une année redoublée représente un coût équivalent à la dépense annuelle moyenne par élève. Cette hypothèse revient à dire que le montant de la dépense éducative s'ajuste parfaitement au nombre d'élèves présents dans le système éducatif ou, dans le langage des économistes, que l'élasticité de court terme de la dépense éducative au nombre d'élèves est égale à un (une augmentation d'un pourcent du nombre d'élèves pré-

sents dans le système éducatif entraîne une augmentation de la dépense éducative d'un pourcent). Le caractère ou non plausible de cette hypothèse dépend de l'horizon temporel considéré. À court terme, elle est discutable du fait de la présence de coûts fixes. Par exemple, on peut raisonnablement supposer que le nombre d'enseignants et, *a fortiori*, des équipements scolaires, ne s'ajuste pas parfaitement et instantanément au nombre d'élèves. Dans un horizon de court terme, il est plus vraisemblable que l'élasticité de la dépense éducative soit inférieure à un : une diminution d'un pourcent des effectifs scolaires se traduirait par une diminution de la dépense éducative inférieure à un pourcent. Les études consacrées à cette question concluent généralement que l'élasticité de la dépense éducative au nombre d'élèves est comprise entre 0,4 et 0,7 à court terme (Harris, Evans et Schwab, 2001 ; Ladd et Murray, 2001 ; Kempkes, 2010). À long terme, cependant, l'hypothèse d'élasticité unitaire (ou proche de un) semble plus plausible, dans la mesure où les coûts fixes deviennent variable. Dans ce rapport, l'échelle temporelle adoptée est celle du long terme, quelle que soit la nature de l'analyse menée (ensemble de la scolarité d'une cohorte pour l'analyse du redoublement sur les trajectoires scolaires ; dynamique des dépenses éducatives sur une période de 20 ans pour l'analyse de l'effet de la suppression du redoublement). Dans ces conditions, il semble raisonnable de faire l'hypothèse d'une élasticité de la dépense éducative aux effectifs scolaires égale à un.

Ce rapport s'attache à évaluer le coût du redoublement en relâchant les hypothèses qui sous-tendent l'approche comptable décrite précédemment. Les estimations proposées tiennent compte du fait que le coût du redoublement dépend de ses effets sur les trajectoires scolaires (durée des études et type de formation suivie) et que les économies budgétaires engendrées par la suppression du redoublement ne peuvent être pleinement réalisées qu'au terme d'un processus d'ajustement relativement lent des dépenses éducatives.

Démarche méthodologiques et principaux résultats

Pour mesurer l'effet du redoublement sur les trajectoires scolaires des élèves (leur durée et leur nature), il est nécessaire de suivre la totalité de la scolarité d'une cohorte d'élèves. **Le rapport exploite des données administratives exhaustives mises à disposition par la Direction de l'évaluation, de la performance et de la prospective (DEPP). Elles permettent d'observer la scolarité de l'ensemble des élèves nés en 1992, jusqu'à l'année scolaire 2011-2012.**

Les effets du redoublement sur les trajectoires scolaires sont mesurés à travers trois variables : a) la durée des études primaires et secondaires, entendue comme le nombre total d'années passées dans l'enseignement du premier et du second degré ; b) le niveau de formation atteint, entendu comme le nombre d'années non-redoublées passées dans l'enseignement primaire et secondaire ; c) la voie d'enseignement suivie après la classe de troisième (voie générale et technologique ou voie professionnelle).

Cette analyse pose des défis méthodologiques importants car il est difficile d'isoler l'impact causal du redoublement sur ces différentes variables. Le nombre d'années redoublées par les élèves est en effet fortement corrélé à leurs caractéristiques individuelles, et ces caractéristiques, souvent inobservables (la motivation de l'élève, par exemple), peuvent elles-mêmes influencer leurs trajectoires scolaires indépendamment du fait d'avoir redoublé. Pour mesurer l'effet causal du redoublement, on ne peut donc se contenter de comparer les trajectoires scolaires des redoublants à celles des non-redoublants.

Deux grands types de biais peuvent notamment être identifiés. Le premier tient au fait, bien établi dans la littérature, que le redoublement est négative-

ment et fortement corrélé au niveau de compétence scolaire des élèves. Si celui-ci n'est pas observé, ou n'est qu'imparfaitement mesuré (à travers les notes obtenues aux épreuves écrites du Diplôme national du brevet, par exemple), on risque d'attribuer à tort au redoublement des effets qui sont en réalité la conséquence du niveau scolaire inférieur des redoublants : comparer le nombre d'années d'études des élèves redoublants à celle des non-redoublants conduirait à sous-estimer fortement l'impact du redoublement sur la durée d'études dans la mesure où, indépendamment du redoublement, les premiers tendent à quitter l'école plus tôt que les seconds. Le second biais susceptible de contaminer l'estimation des effets du redoublement sur les trajectoires scolaires est généralement désigné par les termes de « biais de simultanéité » ou de « biais de causalité inverse » : par construction, plus un élève est scolarisé longtemps, plus il a « d'occasions » de redoubler, toutes choses égales par ailleurs. Ce phénomène conduit à surestimer l'impact du redoublement sur la durée d'études. Les deux biais que l'on vient de décrire expliquent qu'une approche naïve, consistant à régresser une mesure des trajectoires scolaires des élèves sur le retard qu'ils ont accumulé au cours de leur scolarité, n'est pas satisfaisante car elle ne permet pas d'identifier l'effet causal du redoublement.

Pour isoler l'effet causal du redoublement sur les performances scolaires, la recherche internationale utilise des méthodes statistiques qui permettent de comparer les redoublants à des non-redoublants suffisamment semblables. Dans cette tradition, **le rapport utilise le fait que le mois de naissance a un effet marqué sur la probabilité de redoubler, surtout aux plus jeunes âges. Or les durées de scolarisation observées en fin de carrière scolaire sont différentes selon que les enfants sont nés tôt (i.e. janvier) ou tard (i.e. décembre) dans l'année. Cela peut être interprété comme une conséquence du redoublement et permet d'en mesurer l'impact.**

Cette approche permet de dégager deux principaux résultats. D'une part, **les es-**

timations indiquent que le redoublement augmente la durée totale des études primaires et secondaires presque exactement du nombre d'années redoublées. Autrement dit, un redoublant termine ses études avec, en moyenne, le même niveau de formation secondaire que s'il n'avait pas redoublé, si bien qu'une année redoublée retarde d'un an sa sortie du système scolaire. **Cependant, la nature des études est modifiée : le redoublement a un effet significatif sur la probabilité d'être orienté vers la voie professionnelle plutôt que vers la voie générale et technologique.** Ces résultats concernent essentiellement le redoublement des classes de primaire et de collège ; les estimations des effets du redoublement des classes de lycée sont plus imprécises.

Ces résultats préalables permettent de calculer le coût budgétaire du redoublement. **Pour évaluer la réduction du temps passé dans le système scolaire qui résulterait d'une suppression du redoublement aujourd'hui, le rapport estime l'impact du redoublement sur la durée des études observé pour la cohorte 1992, mais utilise les taux de redoublements actuels (qui sont plus faibles que ceux connus par cette cohorte).** Dans cette simulation, le redoublement des classes diplômantes (CAP, Terminale) est cependant maintenu. En effet, il ne paraît pas envisageable, à moins de priver de diplôme les élèves qui redoublent parce qu'ils échouent à l'examen, de faire l'économie du redoublement de ces classes.

Cette approche « statique » est réalisée en deux temps. On commence par évaluer le coût du redoublement en primaire et au collège en exploitant les variations de retard scolaire induites par le mois de naissance. Cette approche, qui consiste à comparer le coût moyen de la scolarité des élèves nés en janvier avec celui des élèves nés en décembre, permet de prendre en compte non seulement le surcoût du redoublement lié à son impact sur la durée d'études, mais également le surcoût lié à ses effets sur le type de formation suivie après la troisième (les élèves qui ont redou-

blé en primaire ou au collège sont davantage orientés dans la voie professionnelle, où la dépense par élève est plus élevée que dans la voie générale et technologique).

La seconde étape de l'évaluation statique du coût du redoublement consiste à estimer le coût du redoublement au lycée. Il n'est pas possible de s'appuyer sur les variations liées au mois de naissance pour estimer ce coût car ces dernières concernent essentiellement les années redoublées en primaire et au collège. Par conséquent, nous supposons qu'en moyenne, a) chaque année redoublée au lycée prolonge la durée d'études d'un an (par extrapolation des résultats obtenus pour le redoublement en primaire et au collège) ; b) le redoublement au lycée n'a pas d'effet causal sur le type de formation suivie (voie professionnelle ou voie professionnelle). Dans la mesure où ces hypothèses ne peuvent pas être testées rigoureusement, l'estimation du coût du redoublement au lycée est plus imprécise que celle du coût du redoublement en primaire et au collège.

Cette méthode aboutit à une **estimation du coût du redoublement en primaire d'environ 500 millions euros et au collège d'environ 600 millions d'euros par cohorte d'élèves. Le coût du redoublement au lycée est, quant à lui, estimé à environ 900 millions d'euros. Au total, le coût du redoublement (hors classes diplômantes) est estimé à environ 2 milliards d'euros par an.**

La dernière étape de l'analyse consiste à estimer l'impact de différents scénarios de suppression du redoublement à partir de la rentrée 2015 sur la trajectoire des dépenses éducatives au cours de la période 2016-2035. Cette analyse dynamique compare trois scénarios contrefactuels à la situation qui prévaudrait si les taux de redoublement étaient maintenus à leur niveau de 2013-2014 : dans le premier scénario, la suppression du redoublement ne concernerait que le premier degré ; dans le second scénario, la suppression du redoublement ne serait

appliquée qu'au second degré, à l'exception des classes diplômantes pour lesquelles il serait maintenu. Enfin, le troisième scénario considère l'hypothèse d'une suppression du redoublement étendue à l'ensemble du premier et du second degré (hors classes diplômantes). Ces scénarios sont comparés tant du point de vue de leurs effets sur l'évolution des effectifs scolarisés dans les différents cycles (primaire, collège, lycée) que de leur impact budgétaire. Les simulations proposées reposent sur l'hypothèse que l'évolution des effectifs scolaires par niveau de formation peuvent être modélisés comme un processus de Markov.

Cette analyse dynamique montre que les économies budgétaires permises par la suppression partielle ou totale du redoublement ne se réalisent que très progressivement : la suppression du redoublement en primaire permet de réaliser une économie d'environ 500 millions d'euros par an mais uniquement à l'horizon 2027 ; la suppression du redoublement dans le second degré aboutit quant à elle à une économie budgétaire d'environ 1,5 milliard d'euros par an à l'horizon 2026. Enfin, la suppression complète du redoublement (hors années diplômantes) conduit progressivement à une économie budgétaire de près de 2 milliards d'euros par an à l'horizon 2027. Ces simulations indiquent qu'une suppression complète du redoublement entraîne une augmentation transitoire des effectifs scolarisés au collège, puis au lycée, qui nécessiterait un redéploiement des effectifs d'enseignants entre les différents cycles scolaires.

Plan du rapport

Ce rapport s'articule autour de **cinq chapitres**.

Le **premier chapitre** présente les données utilisées, en prenant soin de souligner leurs avantages et leurs inconvénients pour les besoins de cette étude.

Le **deuxième chapitre** présente un certain nombre de statistiques descriptives sur le redoublement et les trajectoires scolaires des élèves nés en 1992.

Le **troisième chapitre** propose une estimation de l'impact causal du redoublement sur les trajectoires scolaires dans l'enseignement primaire et secondaire (durée d'études, niveau de formation atteint et type de formation suivie), à partir des variations exogènes induites par le mois de naissance des élèves.

Le **quatrième chapitre** présente une estimation du coût du redoublement pour la cohorte des élèves nés en 1992.

Le **cinquième et dernier chapitre** compare plusieurs scénarios de suppression du redoublement à partir de la rentrée 2015, du point de vue de leurs effets sur l'évolution des effectifs scolaires et sur la trajectoire des dépenses éducatives au cours de la période 2016-2035.

CHAPITRE 1

LES DONNÉES UTILISÉES

Les sources statistiques utilisées dans le cadre de cette étude sont des données administratives exhaustives mises à disposition par la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP) du ministère de l'Éducation nationale. **Ces données sont composées de fichiers qui recensent l'ensemble des élèves inscrits dans les établissements français d'enseignement secondaire des secteurs public et privé sous contrat au cours de la période 2003-2012 ainsi que de fichiers individuels sur les résultats au diplôme national du brevet (sessions 2006 à 2012).** La présence d'un identifiant individuel crypté permet d'apparier ces fichiers mais aussi, et surtout, de suivre le parcours scolaire de chaque élève tout au long de sa scolarité, de manière à mesurer aussi précisément que possible l'effet du redoublement sur les trajectoires scolaires.

Dans ce chapitre, nous décrivons de façon détaillée les données utilisées dans le cadre du rapport (section 1.1). Nous présentons ensuite la construction de l'échantillon d'étude, constitué de l'ensemble des élèves nés en 1992 et observés au moins une fois dans l'enseignement du second degré (section 1.2) avant d'exposer la construction des variables utilisées pour caractériser les trajectoires scolaires des élèves (section 1.3). Enfin, nous exposons la méthode retenue pour traiter les diffi-

cultés liées à l'attrition des données (section 1.4).

1.1 Les fichiers du dispositif FAERE

Les données utilisées dans le cadre de cette étude sont extraites du dispositif FAERE (Fichier harmonisé des élèves pour la recherche et les études) de la DEPP, qui permet d'apparier des fichiers pour construire des parcours d'élèves au sein du système éducatif. Deux types de données ont été mobilisées : les fichiers des apprenants et la base du Diplôme national du Brevet (DNB).

1.1.1 La scolarisation des élèves : les fichiers des apprenants (2003-2012)

Les fichiers des apprenants sont des fichiers statistiques construits à partir de bases administratives individuelles et exhaustives (les bases élèves académiques) recensant, tous les ans au cours de la période 2003-2004 à 2011-2012, l'ensemble des élèves inscrits dans des établissements français du second degré publics et privés. Les bases élèves académiques (BEA) sont des photographies, prises à la fin de chaque année scolaire, de la situation de l'ensemble des collégiens et lycéens inscrits dans des établissements du second degré. La principale particularité des BEA – et donc des fichiers des apprenants – par rapport aux sources statistiques traditionnellement utilisées dans la littérature (comme la Base centrale Scolarité) est qu'elles contiennent un identifiant national crypté, construit à partir du numéro d'identification académique des élèves. La présence de cet identifiant permet de suivre le parcours des élèves dans l'enseignement secondaire tout en préservant l'anonymat des données.

Outre cet identifiant individuel crypté, les fichiers des apprenants fournissent

des informations précises sur la scolarité des élèves et leur caractéristiques socio-démographiques. Les variables renseignant la scolarité des élèves incluent notamment le code MEF à 11 caractères qui permet de connaître précisément la formation suivie chaque année. Les variables socio-démographiques incluent le sexe et la date de naissance complète de l'élève, ainsi que la catégorie socio-professionnelle de son responsable légal (nomenclature PCS agrégée en 24 postes).

Pour les besoins de l'étude, les fichiers des apprenants présentent trois grands avantages. D'une part, la présence d'un identifiant individuel donne une dimension longitudinale à ces données, qui permet de caractériser de manière très fine les trajectoires scolaires des élèves. Le deuxième avantage de ces données est qu'elles couvrent une période suffisamment longue pour suivre le parcours scolaire complet d'une cohorte d'élèves jusqu'à leur sortie de l'enseignement secondaire, que ces élèves ait été « à l'heure », en avance ou en retard. La cohorte considérée dans cette étude est celle des élèves nés en 1992. Enfin, le troisième avantage de ces données est qu'elles renseignent la date de naissance complète des élèves, ce qui permet non seulement de constituer des cohortes d'élèves en fonction de leur année de naissance, mais également de comparer leurs taux de redoublement et leurs parcours en fonction de leur mois de naissance (cf. chapitre 3).

Malgré ces atouts importants, les fichiers des apprenants présentent deux inconvénients notables pour les besoins de cette étude. D'une part, ces fichiers ne fournissent pas d'information sur la scolarité et les parcours des élèves dans le premier degré (enseignements préélémentaire et élémentaire). Cela est dû au fait qu'à notre connaissance, il n'existe pas en France de fichiers administratifs exhaustifs permettant de reconstituer les parcours scolaires des élèves avant leur entrée en sixième. Il n'est donc pas possible à partir des fichiers FAERE de savoir si un élève est entré à l'école maternelle ou en primaire en avance, ni de savoir si un élève a

sauté ou a redoublé une ou plusieurs classes au cours de sa scolarité primaire. Il est cependant possible de contourner indirectement cette difficulté en inférant l'avance ou le retard scolaire des élèves à partir de leur âge d'entrée en classe de sixième (cf. section 1.4). Le second inconvénient de ces données est qu'elles ne mentionnent pas les décisions de redoublement prononcées par les conseils de classe. Grâce à la présence de la variable renseignant la formation suivie par les élèves, nous pouvons savoir, chaque année, si l'élève a effectivement redoublé ou non. Il est donc possible d'analyser l'effet d'avoir *effectivement* redoublé sur les trajectoires scolaires mais pas celui de la *décision* de redoublement par le conseil de classe. Cette distinction pourrait avoir toute son importance dans l'hypothèse où les décisions des conseils de classe influenceraient la probabilité de décrocher. Si certains élèves décident d'arrêter leurs études parce qu'ils sont proposés au redoublement, l'impact du redoublement sur la durée d'études sera surestimé (ces élèves apparaissent dans les données comme ayant quitté le système éducatif sans que l'on puisse observer si ce départ est lié ou non à une décision de redoublement) puisqu'en l'absence de redoublement, ces élèves seraient restés plus longtemps dans le système éducatif. La prise en compte de cet effet conduirait à minorer légèrement le coût du redoublement par rapport aux estimations proposées dans cette étude.

1.1.2 Les résultats aux examens : la base du DNB (2006-2012)

Les données sur les résultats scolaires qui sont utilisées dans le cadre de cet rapport sont les notes au DNB, qui figurent parmi les fichiers du dispositif FAERE. Ces données sont elles-mêmes extraites du système national de gestion OCEAN qui centralise les informations relatives à l'ensemble des examens et concours scolaires et universitaires nationaux.

Les fichiers mobilisés contiennent les résultats individuels complets des

candidats à l'examen du DNB, de la session 2006 (correspondant à l'année scolaire 2005-2006) à la session 2012 (année scolaire 2011-2012). Sont reportées, outre les résultats obtenus aux épreuves écrites, les notes du contrôle continu qui sont prises en compte dans le calcul de la moyenne à l'examen. L'appariement des résultats au DNB avec le fichier des apprenants est rendu possible par la présence d'un identifiant individuel crypté.

Pour les besoins de l'analyse, les données du DNB présentent des avantages mais aussi des inconvénients. Leur principal intérêt est qu'elles fournissent une mesure précise et standardisée du niveau scolaire des élèves. En particulier, le fait que le DNB soit un examen national garantit le caractère comparable, du moins pour les notes aux épreuves écrites, des résultats obtenus par les élèves scolarisés dans des établissements différents. Le principal inconvénient de ces données est qu'elles ne contiennent pas de mesure initiale (c'est-à-dire préalable à tout redoublement) du niveau de compétence scolaire des élèves. Cela signifie que les mesures de performance dont nous disposons ne peuvent pas être interprétées comme des mesures du niveau scolaire « intrinsèque » des élèves, indépendamment de tout redoublement : les performances des élèves, telles que nous les observons ici, peuvent être elles-mêmes affectées par le fait d'avoir ou non redoublé à l'école primaire ou au collège.

1.2 Construction de l'échantillon d'étude

Le choix de restreindre l'échantillon aux élèves nés en 1992 est motivé par le fait qu'il s'agit de la cohorte la plus récente dont on puisse reconstituer le parcours scolaire complet de la sixième jusqu'à la sortie de l'enseignement secondaire¹ – ceci

1. Nous ne prenons pas en compte les années éventuellement passées en apprentissage, dans la mesure où les Centres de formation des apprentis (CFA) ne sont pas financés par le budget du ministère de l'Éducation nationale (Code du Travail, Partie 6, Livre II, Titre I^{er}).

pour la quasi-totalité des élèves, qu'ils aient redoublé ou non.

Deux spécificités de cette cohorte doivent cependant être soulignées. D'une part, la pratique du redoublement étant en constant et net déclin au cours des trente dernières années (Cosnefroy et Rocher, 2005), **les taux de redoublement connus par les élèves nés en 1992 sont plus élevés que les taux qui prévalent aujourd'hui dans le premier et le second degré en France.** Par conséquent, à dépense par élève inchangée, le coût du redoublement était plus élevé pour la cohorte 1992 que pour les cohortes actuelles. Par ailleurs, il faut noter que les élèves nés en 1992 ont atteint la classe de seconde entre les années scolaires 2005-2006 (pour les élèves avec deux ans d'avance lors de leur entrée au lycée) et 2009-2010 (pour les élèves avec deux ans de retard), soit une période qui correspond à la mise en place de la réforme de la voie professionnelle. Cette réforme, qui a été expérimentée à la rentrée 2008 avant d'être généralisée à la rentrée 2009, a réduit d'un an la durée nécessaire pour obtenir un Baccalauréat professionnel (de quatre ans à trois ans). Nous reviendrons plus en détail sur cette réforme et sur ses implications potentielles pour l'analyse des effets du redoublement (cf. section 2.3 du chapitre 3).

Les fichiers des apprenants des années 2003-2004 à 2011-2012 nous permettent de construire un panel incluant l'ensemble des élèves nés en 1992 et scolarisés dans un établissement du second degré public ou privé sous contrat entre 2003-2004 et 2011-2012. Ces élèves peuvent avoir un ou deux ans d'avance, être à l'heure et n'avoir jamais redoublé, ou avoir accumulé un ou deux ans de retard scolaire au cours de leur scolarité primaire et secondaire. Notre panel initial compte 872 959 élèves distincts pour un total de 5 291 962 observations.

1.3 Variables d'intérêt

Les informations contenues dans les fichiers du dispositif FAERE nous permettent de caractériser les trajectoires scolaires des élèves au moyen de quatre variables distinctes :

- **Nombre d'années passées dans l'enseignement primaire et secondaire (ou durée de scolarisation)** : cette variable correspond au nombre d'années au cours desquelles un même élève est observé dans le panel, valeur à laquelle nous ajoutons le nombre d'années passées dans l'enseignement élémentaire, qui ne sont pas directement observées mais qui peuvent être imputées à partir de l'âge entrée en sixième. On suppose que les élèves entrés à l'heure au collège (à 11 ans) ont passé cinq ans en primaire, que les élèves entrées en sixième à 12 ans y ont passé six ans et que les élèves entrés à sixième à 13 ans y ont passé sept ans. Quant aux élèves en avance à leur entrée au collège, nous supposons que leur avance a une probabilité plus importante d'être due à une entrée précoce en primaire qu'au fait d'avoir sauté une classe. Cette hypothèse se fonde sur Grenet (2010) qui, à partir des données Panel primaire 1997, montre que 3 % des élèves de CP entrent avec un ou deux ans d'avance alors que seuls 1,5 % des élèves ont sauté une ou deux classes au cours de leur scolarité primaire. Nous attribuons donc aux élèves entrant au collège avec un ou deux ans d'avance cinq ans de scolarité primaire.
- **Niveau de formation secondaire atteint** : cette variable correspond au niveau de formation atteint (sixième, cinquième, *etc.*, jusqu'à la terminale) par l'élève et est mesurée par le nombre d'années de scolarité primaire et secondaire requises pour compléter ce niveau. Cette variable est construite à partir de la variable renseignant la formation suivie chaque année par l'élève. Ses valeurs sont comprises entre 5 ans (niveau de formation atteint par un élève de sixième) et 13 ans (niveau de formation atteint par un élève de terminale)

professionnelle avant la réforme de la voie professionnelle).

- **Nombre d'années redoublées** : cette variable est définie comme la différence entre la durée de scolarisation primaire et secondaire et le niveau de formation atteint. Elle mesure donc le retard scolaire *accumulé* par chaque élève dans le premier et le second degré (en années).
- **Note moyenne aux épreuves écrites du DNB** : les performances des élèves sont mesurées à partir de leurs notes aux épreuves écrites du DNB, de manière à garantir la comparabilité des résultats. Nous calculons, pour chaque élève, sa moyenne aux épreuves écrites de français, de mathématiques et d'histoire-géographie. La difficulté des sujets d'examen du DNB variant d'une session à l'autre, nous calculons la moyenne de chaque élève comme la moyenne de ses notes standardisées aux trois épreuves écrites². Dans la suite de l'étude, les résultats des élèves aux épreuves écrites du DNB seront parfois exprimés en rang percentile³. Nous ne conservons, pour les élèves qui redoublent la classe de troisième et passent cet examen deux fois, que les notes obtenues lors du premier passage.

1.4 Traitement de l'attrition

Bien que les fichiers des apprenants soient des bases administratives exhaustives, la traçabilité des élèves n'y est pas parfaitement assurée.

Une première difficulté tient au fait que certains élèves qui ne sont pas initialement observés en sixième apparaissent dans le fichier des apprenants en cours de

2. Les notes des élèves aux épreuves écrites du DNB sont standardisées en leur retranchant la moyenne des notes obtenues par les candidats de la session à cette épreuve, et en divisant le tout par l'écart-type de la distribution des notes.

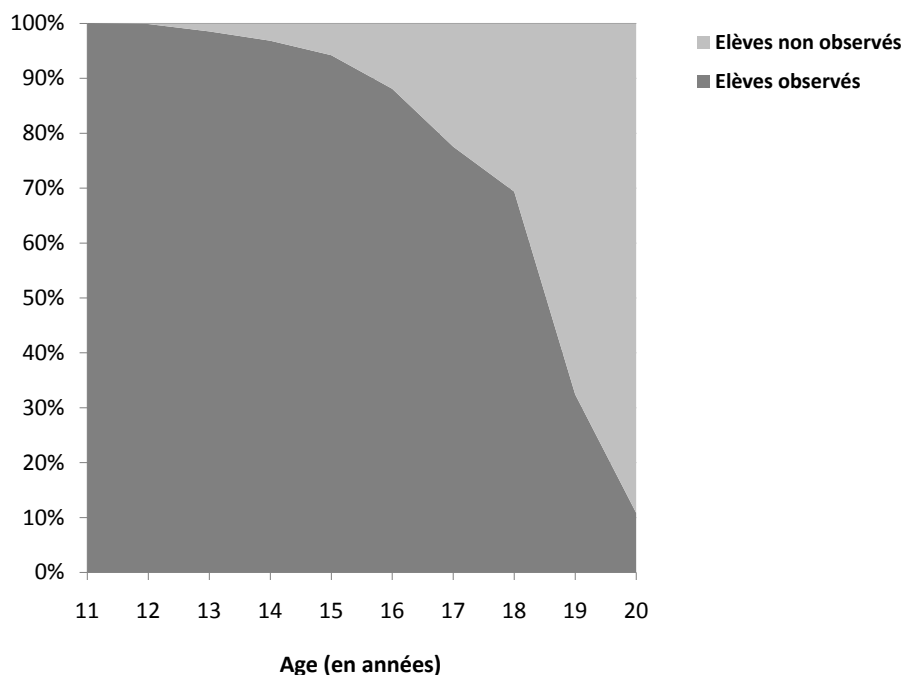
3. Le rang percentile aux épreuves du DNB est compris entre 1 (élève ayant obtenu le moins bon rang sur 100 lors de sa session du DNB) et 100 (élève ayant obtenu le meilleur rang sur 100 lors de sa session du DNB)

scolarité secondaire⁴. Ces élèves sont au nombre de 92 847, soit environ 10,6 % des effectifs initialement présents dans le panel. Notre objectif étant de suivre l'intégralité du parcours scolaire des élèves dans le secondaire, nous ne conservons que les élèves que nous observons a) entrer en sixième à l'âge de 11 ans (élèves à l'heure) ; b) entrer en sixième à l'âge de 12 ans (élève ayant accumulé un an de retard en primaire) ; c) entrer à l'âge de sixième à 13 ans (élèves ayant accumulé deux ans de retard en primaire) ; d) entrer en cinquième à l'âge de 11 ans (élèves ayant un an d'avance au moment de leur entrée au collège) ; e) entrer en quatrième à l'âge de 11 ans (élèves ayant deux ans d'avance au moment de leur entrée au collège). **Le panel ainsi constitué compte 780 112 élèves distincts pour un total de 5 039 973 observations.**

Une seconde difficulté tient au fait que parmi les élèves observés dès le début de leur scolarité dans le secondaire, certains disparaissent du panel au bout d'un, deux ou trois ans. Ces élèves sont au nombre de 39 044, soit environ 5 % des élèves distincts observés au début de leur scolarité secondaire. La figure 1.1 indique la proportion d'élèves présents dans le panel en fonction de leur âge, parmi l'ensemble des élèves initialement présents. On remarque que l'attrition du panel se manifeste dès l'âge de 13 ans et continue à augmenter jusqu'à l'âge de 20 ans. A l'âge de 13 ans, 98,5 % des élèves sont observés. Ils ne sont plus que 94,2 % à l'âge de 15 ans. Les données utilisées ne permettent pas de déterminer la part de cette attrition qui provient des problèmes d'immatriculation de certains élèves (changement d'identifiant) par rapport aux sorties « réelles » du système éducatif au bout d'un, deux ou trois ans d'études secondaires. **Il reste qu'en raison de cette attrition, environ 15,6 % des élèves initialement présents n'ont pas de notes au DNB.** Ce phénomène ne créerait pas de difficultés majeures si l'absence de notes au

4. Ce phénomène est en partie imputable au fait que certains élèves qui changent d'académie au cours de leur scolarité se voient attribuer un nouveau numéro d'identification.

FIGURE 1.1 – Proportion d’élèves observés à chaque âge dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992



Lecture : Environ 94 % des élèves nés en 1992 sont observés à l'âge de 15 ans dans le panel. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011.

DNB n'était pas corrélé à nos variables d'intérêt. Malheureusement, le tableau 1.1 montre que les élèves dont les notes au DNB sont manquantes ont des caractéristiques observables très différentes de ceux dont on observe les résultats au DNB : en particulier, ils sont plus souvent de sexe masculin (62 % contre 49 %) et ont une durée moyenne d'études observée plus courte (9,5 contre 12,1 années).

À la lumière de ces résultats, il apparaît clairement que l'absence d'informations sur les résultats au DNB n'est pas répartie de manière aléatoire et que ce phénomène n'est pas indépendant des trajectoires scolaires des élèves. Il existe deux méthodes principales pour traiter ce problème (Cohen et Cohen, 1985 ; Allison, 2000).

TABLEAU 1.1 – Caractéristiques observables moyennes des élèves nés en 1992 en fonction du statut d’observation de leurs notes au DNB

	DNB manquant (1)	DNB non manquant (2)
Caractéristiques socio-démographiques :		
Garçons	0,62 (0,49)	0,49 (0,50)
Nés en janvier	0,08 (0,28)	0,08 (0,28)
Nés en décembre	0,08 (0,27)	0,08 (0,28)
Trajectoires scolaires :		
Durée de scolarisation (en années)	9,66 (2,05)	12,08 (1,27)
Niveau de formation atteint (en années)	8,76 (1,79)	11,48 (1,16)
Nombre d’années redoublées	0,90 (0,77)	0,60 (0,74)
<i>dont : en primaire</i>	0,60 (0,56)	0,14 (0,37)
<i>dont : au collège</i>	0,26 (0,52)	0,20 (0,42)
<i>dont : au lycée</i>	0,04 (0,42)	0,26 (0,55)
Nombre d’élèves	121 860	663 058

Lecture : Les élèves dont les notes au DNB sont manquantes sont plus souvent de sexe masculin que ceux dont on observe les résultats au DNB (49 % contre 62 %). **Champ** : Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992. **Source** : MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Note** : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

La première consiste à supprimer les observations qui ont des valeurs manquantes. Cette approche ne semble pas satisfaisante dans le cas présent dans la mesure où elle est susceptible d’engendrer un biais de sélection important (les valeurs manquantes n’étant pas réparties de manière aléatoire). La seconde méthode semble plus appropriée : elle consiste à remplacer les valeurs manquantes par une valeur arbitraire (zéro, par exemple) et à créer une variable indicatrice qui prend la valeur un lorsque les notes au DNB sont manquantes. Cette méthode est celle que nous adoptons lorsque les notes au DNB sont utilisées dans l’analyse.

CHAPITRE 2

LA PLACE DU REDOUBLEMENT DANS LA SCOLARITÉ PRIMAIRE ET SECONDAIRE

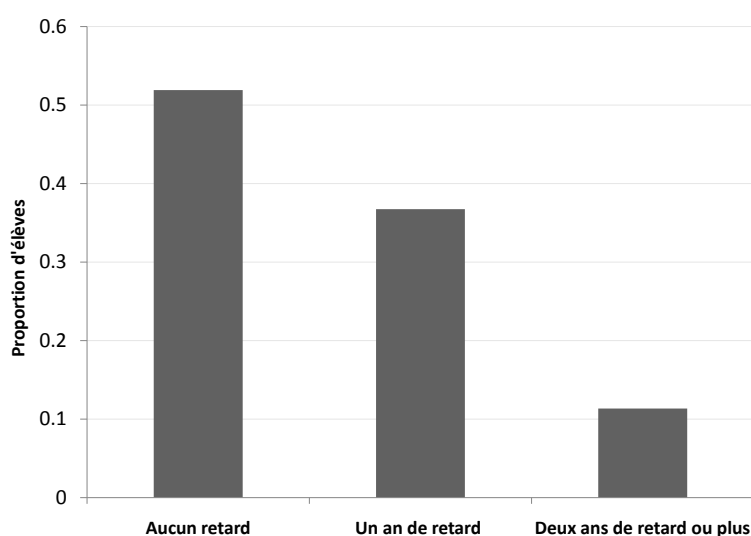
Ce chapitre présente un certain nombre de statistiques descriptives sur le redoublement et les trajectoires scolaires des élèves nés en 1992. Ces statistiques permettent d'appréhender le redoublement dans sa dimension longitudinale (en fonction de l'âge des élèves) tout en mettant en évidence les écueils potentiels d'une analyse des effets du redoublement qui serait fondée sur une simple comparaison des élèves redoublants et non-redoublants.

La première partie du chapitre décrit, à partir d'une analyse longitudinale, comment le retard scolaire moyen s'accumule au cours de la scolarité des élèves (section 2.1). Nous comparons ensuite les caractéristiques individuelles des redoublants à celles des non-redoublants (section 2.2), avant de nous intéresser à leur trajectoires scolaires (durée de scolarisation, niveau de formation atteint, voie de formation suivie après la troisième) dans la section 2.3. Les difficultés d'interprétation de ces comparaisons illustrent la nécessité de ne pas se limiter à une analyse descriptive pour identifier l'effet du redoublement sur les trajectoires scolaires.

2.1 L'accumulation du retard scolaire au cours de la scolarité

La figure 2.1 indique la répartition des élèves de la cohorte 1992 en fonction du retard qu'ils ont accumulé au cours de leur scolarité primaire et secondaire. Au terme de leur scolarité secondaire, 52 % des élèves n'ont jamais redoublé, 37 % ont redoublé une fois et 11 % ont redoublé deux fois ou plus.

FIGURE 2.1 – Retard scolaire accumulé par les élèves nés en 1992 au cours de leur scolarité primaire et secondaire

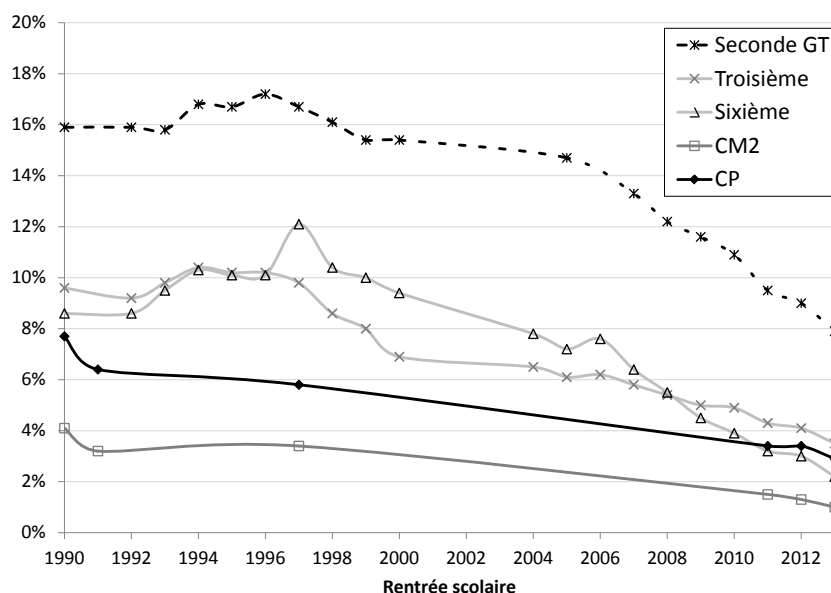


Lecture : Au terme de leur scolarité secondaire, 52 % des élèves nés en 1992 n'ont accumulé aucun retard scolaire. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

Deux points méritent d'être soulignés. D'une part, ce graphique confirme le caractère massif du recours au redoublement pour les élèves scolarisés dans les années 2000 : au terme leur scolarité secondaire, 48 % des élèves ont redoublé au moins une fois. Ce chiffre manifeste cependant un déclin relatif du redou-

blement au cours des dernières décennies (voir figure 2.2). Par comparaison, la

FIGURE 2.2 – Évolution des taux de redoublement dans plusieurs niveaux clés (1990-2013)

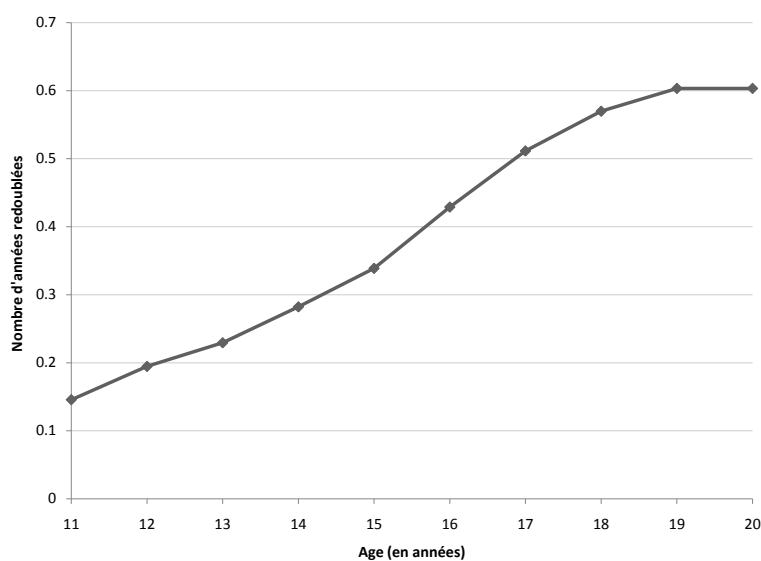


Source : Les taux de redoublement pour le premier degré proviennent de la base ADOC/HC 29, notice n° 3686, à l'exception des points 2011 à 2013 qui proviennent des RERS 2012, 2013 et 2014 (DEPP, 2012 ; DEPP, 2013 ; DEPP, 2014). Les taux de redoublement pour le second degré proviennent des RERS 2001 (DEPP, 2001) pour la période 1990-2000 et 2014 (DEPP, 2014) pour la période 2000-2013.

proportion d'élèves ayant redoublé au moins une fois était de 66 % parmi les élèves nés en 1978 (Caille, 2004). D'autre part, le graphique 2.1 indique également que **les redoublements multiples sont rares**, dans la mesure où 77 % des redoublants n'ont accumulé qu'une seule année de retard au cours de leur scolarité. Au vu de ces éléments et de la baisse tendancielle des taux de redoublements enregistrée au cours des dix dernières années, il est vraisemblable que la proportion d'élèves ayant accumulé au moins un an de retard scolaire à l'issue de leur scolarité secondaire sera plus faible pour les cohortes actuellement scolarisées dans le premier et le second degré que pour la cohorte née en 1992. Ce fait a des conséquences importantes pour l'évaluation du coût du redoublement, dans la mesure où il implique qu'à dépense moyenne par élève inchangée, **le coût du redoublement pour**

la cohorte 1992 est supérieur à l'économie budgétaire qui pourrait réalisée en supprimant le redoublement à partir de la rentrée 2015.

FIGURE 2.3 – Évolution du retard scolaire moyen accumulé par les élèves nés en 1992 au cours de leur scolarité primaire et secondaire

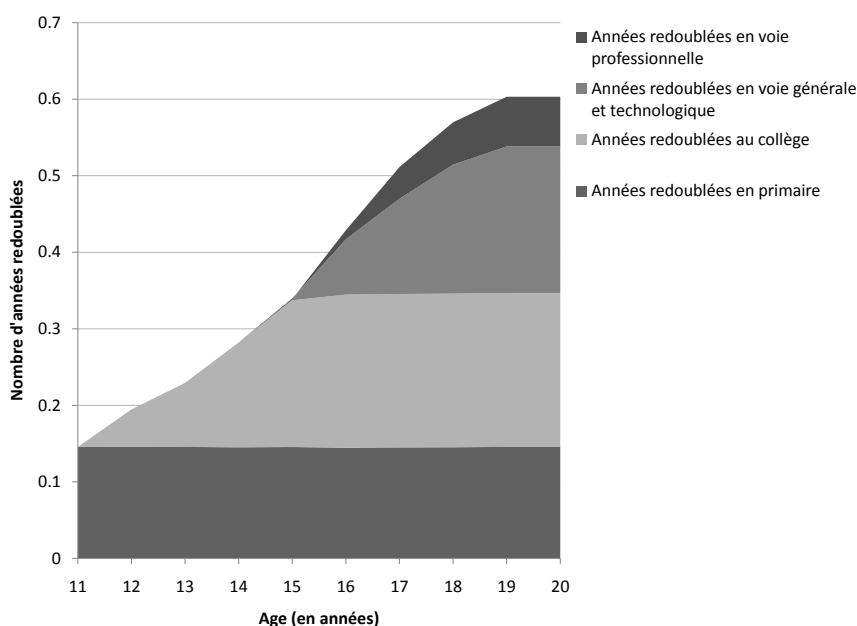


Lecture : À l'âge de 11 ans, l'élève moyen a accumulé 0,14 année de retard scolaire. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

La dynamique d'accumulation du retard scolaire moyen au cours de la scolarité peut être visualisée graphiquement à partir de l'évolution du nombre moyen d'années redoublées en fonction de l'âge des élèves (figure 2.3) : à l'âge de 11 ans, les élèves ont accumulé en moyenne 0,14 année de retard scolaire ; à l'âge de 20 ans – lorsque tous les élèves ont achevé leur scolarité secondaire – le nombre moyen d'années de retard scolaire s'élève à 0,60. **Les élèves nés en 1992 ont donc accumulé, en moyenne, 0,15 année de retard scolaire en primaire (soit 25 % du retard total) et 0,45 année au collège ou au lycée (soit 75 % du total).**

La figure 2.4 et le tableau 2.1 permettent de préciser ces observations. La figure 2.4 montre comment le retard scolaire moyen s'accumule en fonction de l'âge des élèves, en distinguant le nombre d'années redoublées accumulées en primaire, au collège et au lycée (en différenciant la voie générale et technologique de la voie professionnelle).

FIGURE 2.4 – Évolution du retard scolaire moyen accumulé par les élèves nés en 1992, par cycle d'enseignement



Lecture : À 11 ans, les élèves nés en 1992 ont accumulé en primaire un retard scolaire moyen de 0,14 année. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

Le tableau 2.1 indique le retard scolaire moyen cumulé à chaque étape de la scolarité. On observe que plus l'élève progresse dans sa scolarité, plus le nombre d'années redoublées est important et donc plus il a de risque de redoubler. **En moyenne, les élèves accumulent 0,15 année de retard scolaire en primaire,**

0,20 année au collège et 0,25 année au lycée.

TABLEAU 2.1 – Retard scolaire moyen accumulé par les élèves nés en 1992 à chaque étape de la scolarité

Cycle scolaire	Retard scolaire moyen accumulé (en années)
Primaire	0,15 (0,37)
Collège	0,20 (0,40)
Lycée	0,25 (0,55)
dont : voie générale et technologique	0,19 (0,35)
dont : voie professionnelle	0,06 (0,35)
Total	0,60 (0,75)
Nombre d'observations	780 112

Lecture : Les élèves nés en 1992 ont accumulé en moyenne 0,20 année de retard scolaire au collège.

Source : MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ** : Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

Le retard scolaire moyen accumulé au collège représente ainsi un tiers du retard scolaire moyen accumulé au terme de la scolarité secondaire et les années redoublées au lycée en représentent un peu plus de 40 %. Au sein du lycée, le fait que la voie générale et technologique contribue davantage à l'accumulation du retard scolaire moyen (0,19 année) que la voie professionnelle (0,06 année) résulte de la conjonction de deux facteurs : d'une part, la proportion d'élèves scolarisés dans la voie générale et technologique est deux fois plus élevée que la proportion d'élèves scolarisés dans la voie professionnelle¹ ; d'autre part, les taux de redoublement sont plus élevés dans la voie générale et technologique que dans la voie professionnelle. Ces résultats sont cohérents avec ceux de précédents travaux

1. Le retard scolaire moyen accumulé dans un niveau de formation est calculé en prenant en considération l'ensemble des élèves initialement présents dans le panel et non les seuls élèves qui ont été scolarisés dans ce niveau de formation. Par conséquent, le nombre moyen d'années redoublées dans un niveau de formation sera d'autant plus élevé qu'il concerne une proportion plus importante d'élèves.

consacrés au redoublement (Caille, 2004 ; Miconnet, 2012). Caille (2004), en particulier, met en évidence le fait que la classe de seconde générale et technologique est la plus fréquemment redoublée : en 2001, par exemple, le taux de redoublement en seconde générale et technologique était de 15,4 %². La classe qui vient en deuxième position en termes de fréquence du redoublement est la terminale générale et technologique, avec un taux de redoublement de 13,2 %. Ce fort taux de redoublement peut s'expliquer par le fait que la terminale est une classe à examen, et que la majorité des élèves qui échouent à leur premier passage au baccalauréat choisissent de redoubler leur terminale pour obtenir ce diplôme. La contribution relativement marginale de la voie professionnelle au retard scolaire moyen accumulé est par ailleurs liée au fait que, comme nous le montrons ci-dessous (section 2.3), les élèves qui ont redoublé en primaire ou au collège ont une probabilité plus importante d'être orienté vers cette voie. Les redoublements multiples étant rares, le fait d'avoir précédemment redoublé « immunise » en partie ces élèves contre le redoublement dans la voie professionnelle.

2.2 Caractéristiques des élèves redoublants

Le tableau 2.2 compare, au sein de la cohorte 1992, les caractéristiques moyennes des élèves qui n'ont pas redoublé au cours de leur scolarité (colonne 1) avec celles des élèves qui redoublé une fois ou plus (colonne 2). La troisième colonne du tableau mesure la différence entre les caractéristiques moyennes de ces deux catégories d'élèves et précise le degré de significativité statistique de ces différences. Les caractéristiques des élèves sont regroupées en deux grandes catégories : caractéristiques socio-démographiques (sexe et statut de boursier sur critères sociaux) et

2. Ce taux de redoublement élevé de la classe de seconde générale et technologique peut s'expliquer par le fait que cette classe est un palier d'orientation important. Il résulte donc en partie du comportement stratégique des élèves qui choisissent de redoubler cette classe afin de pouvoir accéder aux filières les plus prestigieuses du lycée, comme la voie scientifique (Dumora et Lannegrand-Willems, 1999 ; Cayouette-Remblière et de Saint-Pol, 2013).

performances scolaires (rang percentile au DNB).

TABLEAU 2.2 – Comparaison des caractéristiques individuelles des élèves redoublants et non-redoublants (cohorte 1992)

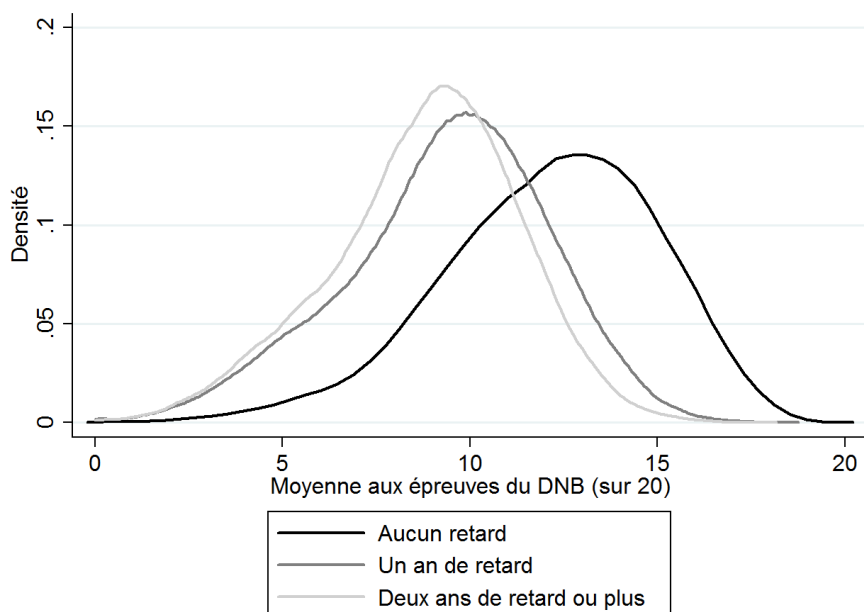
	Aucun retard scolaire (1)	Au moins un an de retard scolaire (2)	Différence (3) = (2) - (1)
A. Caractéristiques socio-démographiques			
Garçon	0,45 (0,50)	0,53 (0,50)	0,08*** (0,00)
Boursier sur critères sociaux	0,16 (0,36)	0,25 (0,44)	0,09*** (0,00)
B. Performances scolaires			
Rang percentile au DNB (sur 100)	64,1 (26,44)	36,2 (24,03)	-27,90*** (0,06)
Nombre d'élèves	342 128	316 960	

Lecture : 25 % des élèves redoublants sont boursiers sur critères sociaux contre 16 % parmi les non-redoublants. **Source** : MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ** : Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992. **Note** : * : différence significative au seuil de 10 % ; ** : différence significative au seuil de 5 % ; *** : différence significative au seuil de 1 %. La statistique de test de significativité de la différence entre les caractéristiques moyennes des élèves redoublants et non-redoublants est égale au ratio de la différence des moyennes sur l'écart-type de la différence.

Cette comparaison des élèves redoublants et élèves non-redoublants confirme les observations de plusieurs études consacrées au redoublement en France (Caille, 2004 ; Murat, 2009 ; Gary-Bobo, Goussé et Robin, 2014). **Les élèves redoublants sont plus souvent de sexe masculin et d'origine sociale défavorisée que les non-redoublants** : 53 % des élèves redoublants sont des garçons contre 45 % parmi les non-redoublants ; 25 % des redoublants sont boursiers contre 16 % parmi les non-redoublants. Ces différences sont statistiquement significatives au seuil de 1 %.

Sans surprise, on observe que **les redoublants ont, en moyenne, des performances scolaires plus faibles que les non-redoublants**. Leur rang percentile au DNB (sur 100) moyen est égal à 36,2 contre 64,1 pour les élèves non-redoublants. Cette différence de près de 28 rangs percentile est statistiquement significative au seuil de 1 %. Ce résultat est confirmé par la figure 2.5, qui compare la distribution de la moyenne aux épreuves écrites du DNB (sur 20) en fonction du nombre

FIGURE 2.5 – Distribution de la moyenne aux épreuves écrites du DNB des élèves nés en 1992 en fonction de leur retard scolaire accumulé



Lecture : Les différentes courbes représentent la distribution des notes moyennes aux épreuves écrites du DNB des élèves qui n'ont jamais redoublé (en noir), qui ont accumulé un an de retard scolaire (en gris foncé) et qui ont accumulé deux ans de retard scolaire ou plus (en gris clair). **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

d'années de retard scolaire accumulé au terme de la scolarité secondaire : les performances des élèves aux épreuves écrites du DNB des élèves sont d'autant plus faibles que leur retard scolaire accumulé est important.

À la lumière de cette comparaison, le profil typique de l'élève redoublant apparaît comme celui d'un garçon défavorisé socialement et peu performant scolairement.

2.3 Redoublement, durée de scolarisation et nature des études

Comment le redoublement s'inscrit-il dans le parcours scolaire des élèves ? Pour répondre à cette question, nous comparons les durées de scolarisation et les niveaux de formation atteints par les élèves en fonction du retard scolaire qu'ils ont accumulé au cours de leur scolarité.

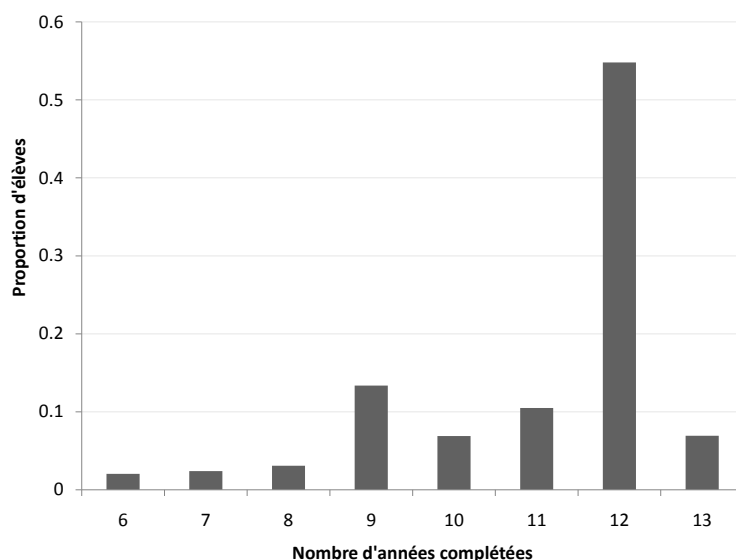
2.3.1 Niveau atteint dans l'enseignement secondaire et durée de scolarisation

La durée moyenne de la scolarité primaire et secondaire des élèves nés en 1992 est égale à la somme du niveau d'études atteint (mesuré par le nombre d'années « complétées » depuis l'entrée en CP) et du nombre moyen d'années redoublées par ces élèves.

Niveau d'études atteint dans le secondaire. En moyenne, les élèves nés en 1992 ont complété 11,10 années d'études dans l'enseignement primaire et secondaire. La figure 2.6 indique que parmi les élèves de cette cohorte, **près de 62 % ont complété au moins 12 années d'études (ce qui signifie qu'ils sont allés jusqu'en terminale)**. Plus précisément, 55 % des élèves ont complété 12 années d'études (mode de cette distribution) et 7 % ont complété 13 années. Ces derniers correspondent aux élèves qui sont allés jusqu'en terminale professionnelle avant la réforme de la voie professionnelle³. On observe par ailleurs qu'**environ 38 %**

3. Comme indiqué plus haut, la voie professionnelle a été profondément remaniée à partir de la rentrée 2008 (Circulaire sur la mise en œuvre de la rénovation de la voie professionnelle du 18 février 2009). L'un des principaux objectifs de cette réforme était d'accroître le nombre de titulaires du Baccalauréat professionnel en réduisant le nombre d'années nécessaires à son obtention. Auparavant, les élèves s'orientant dans la voie professionnelle après la classe de troisième avaient le choix entre préparer, en deux ans, soit un Brevet d'enseignement professionnel (BEP), soit un Certificat d'aptitude professionnel (CAP). À l'issue de ces deux années, ils avaient la possibilité de poursuivre leurs études en préparant, en deux ans, un Baccalauréat professionnel. Ce diplôme nécessitait donc

FIGURE 2.6 – Distribution du nombre d'années complétées dans l'enseignement primaire et secondaire par les élèves nés en 1992



Lecture : 55 % des élèves nés en 1992 ont complété 12 années d'études. **Source** : MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011.

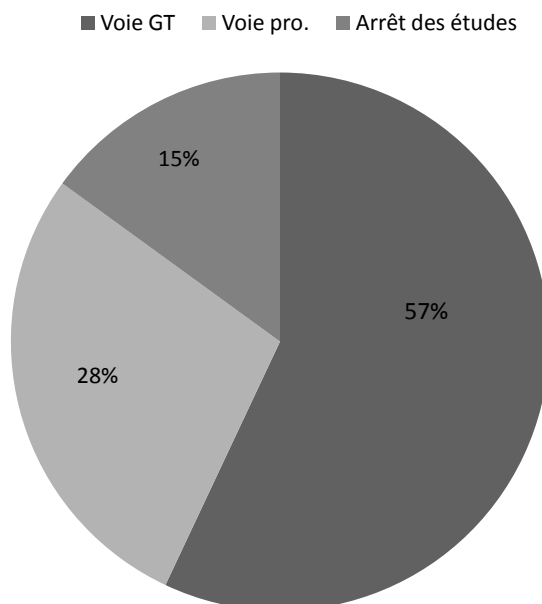
Champ : Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

des élèves ont complété 11 années d'études ou moins, ce qui signifie qu'ils n'ont pas atteint pas la classe de terminale. Près de 13 % des élèves ont complété 9 années d'études, ce qui correspond à une sortie du système éducatif après la classe de troisième, soit pour devenir apprenti, soit pour entrer dans la vie active.

Au-delà du niveau de formation atteint, la scolarité secondaire des élèves peut être appréhendée à travers la voie de formation suivie après la classe de troisième (figure 2.7) : **parmi les élèves de la cohorte 1992, 57 % ont poursuivi leurs études dans la voie générale et technologique, 28 % ont poursuivi leurs études dans la voie professionnelle et 15 % ont arrêté leurs études après la troisième.**

la poursuite de quatre années d'études après la classe de troisième. Avec la réforme, les élèves de troisième peuvent s'orienter soit vers une seconde professionnelle pour préparer un Baccalauréat professionnel en trois ans, soit vers une première année de CAP pour préparer ce certificat en deux ans. Les élèves qui décident de s'orienter vers une seconde professionnelle ont toujours la possibilité de passer un BEP ou un CAP à l'issue de leur année de première professionnelle.

FIGURE 2.7 – Devenir des élèves nés en 1992 après la classe de troisième

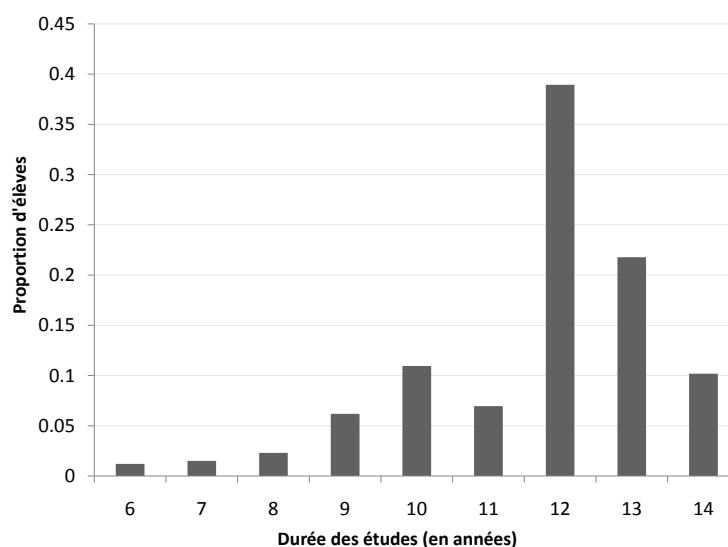


Lecture : 57 % des élèves s'orientent vers la voie générale et technologique après la classe de troisième. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

Durée de la scolarisation dans le premier et le second degré. En moyenne, les élèves du panel ont passé 11,71 années dans l'enseignement primaire et secondaire. La figure 2.8 indique qu'environ 43 % d'entre eux ont une durée de scolarisation primaire et secondaire égale à 12 années. Il s'agit de la valeur la plus représentée (mode) au sein de la population. Cette observation est cohérente avec le fait que cette valeur correspond au mode de la distribution du nombre d'années complétées. On observe par ailleurs qu'environ 23 % des élèves ont passé moins de 12 années dans l'enseignement primaire et secondaire et que près de 32 % des élèves y ont passé plus de 12 années.

La figure 2.9 montre comment la durée moyenne de scolarisation des élèves nés en 1992 évolue en fonction de leur âge, cette durée étant décomposée entre les années complétées par cycle d'enseignement, d'une part, et les années redoublées, d'autre part. À l'âge de 11 ans, les élèves nés en 1992 ont passé en moyenne

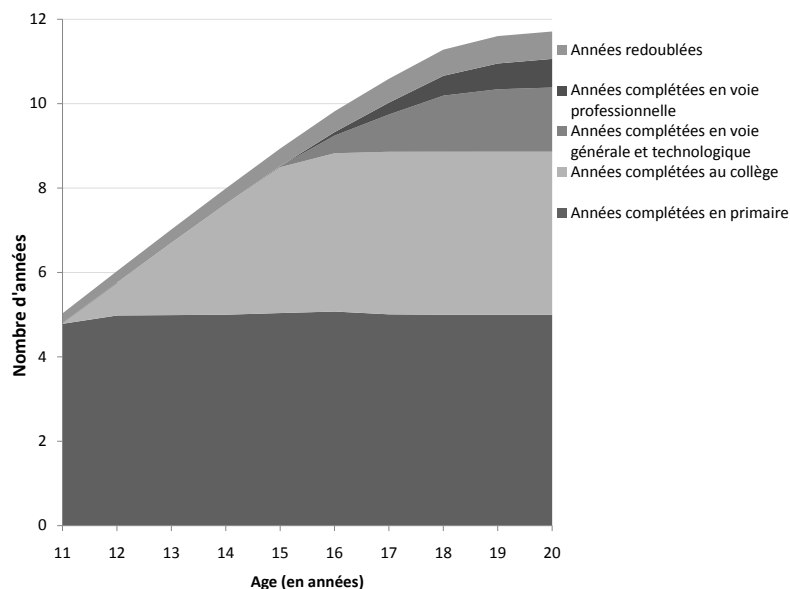
FIGURE 2.8 – Distribution de la durée moyenne de scolarisation des élèves nés en 1992 dans l’enseignement primaire et secondaire



Lecture : 43 % des élèves nés en 1992 ont passé 12 ans dans l’enseignement primaire et secondaire. **Source** : MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ** : Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

5,03 années dans l’enseignement primaire et secondaire, dont 4,80 années complétées dans le primaire, 0,08 année complétée au collège et 0,14 année redoublée. À l’âge de 15 ans, la durée moyenne de scolarisation des élèves (8,83 années) se décompose en 5 années complétées dans le primaire, 3,46 années complétées au collège, 0,02 année complétée au lycée (voie générale et technologique) et 0,35 année redoublée. À l’âge de 20 ans, la durée moyenne de scolarisation dans l’enseignement du premier et du second degré (11,71 années) se décompose en 5 années complétées en primaire, 3,86 années complétées au collège, 1,52 année complétée dans la voie générale et technologique du lycée, 0,72 année complétée dans la voie professionnelle du lycée et 0,60 année redoublée.

FIGURE 2.9 – Évolution de la durée moyenne de scolarisation des élèves nés en 1992 dans l’enseignement primaire et secondaire, par cycle d’enseignement)



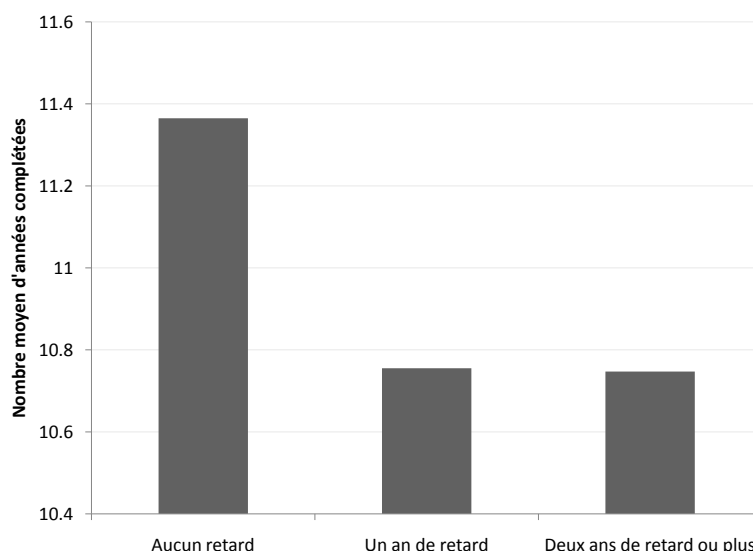
Lecture : À l’âge de 15 ans, les élèves nés en 1992 ont passé en moyenne 8,83 années dans l’enseignement primaire et secondaire, dont 5 années complétées dans le primaire, 3,46 années complétées au collège, 0,02 année complétée au lycée (voie générale et technologique) et 0,35 année redoublée. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

2.3.2 Redoublement et trajectoires scolaires

Redoublement et niveau de formation atteint dans le secondaire. Une première manière d’appréhender le lien entre le redoublement et les trajectoires scolaires consiste à comparer le niveau de formation atteint dans le secondaire par les élèves redoublants et non-redoublants.

La figure 2.10 montre que parmi les élèves de la cohorte 1992, ceux qui n’ont jamais redoublé ont atteint en moyenne un niveau d’études plus élevé que les élèves qui ont redoublé une fois ou plus : le nombre moyen d’années complétées par les non-redoublants est de 11,36 contre 10,78 pour les redoublants, soit un écart de

FIGURE 2.10 – Nombre d’années d’études complétées en fonction du nombre d’années redoublées (élèves nés en 1992)



Lecture : Les élèves nés en 1992 et qui n’ont pas redoublé ont complété en moyenne 11,36 années d’études au cours de leur scolarité primaire et secondaire. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

0,58 année.

La réforme de la voie professionnelle en 2008 complique la comparaison du niveau d’études atteint par les élèves redoublants et non-redoublants. Une partie de l’écart observé dans la figure 2.10 pourrait en effet provenir du fait que les élèves redoublants sont entrés en seconde au moment de l’entrée en vigueur de cette réforme (qui a fait passer de quatre à trois années la durée d’études nécessaire pour obtenir le Baccalauréat professionnel) alors que les élèves non-redoublants sont entrés en seconde avant cette réforme. Cette réforme pourrait donc avoir artificiellement diminué le nombre d’années complétées par les élèves redoublants par rapport aux non-redoublants. La comparaison de la proportion d’élèves ayant complété 13 ans d’études primaires et secondaires (ce qui correspond à une scolarité com-

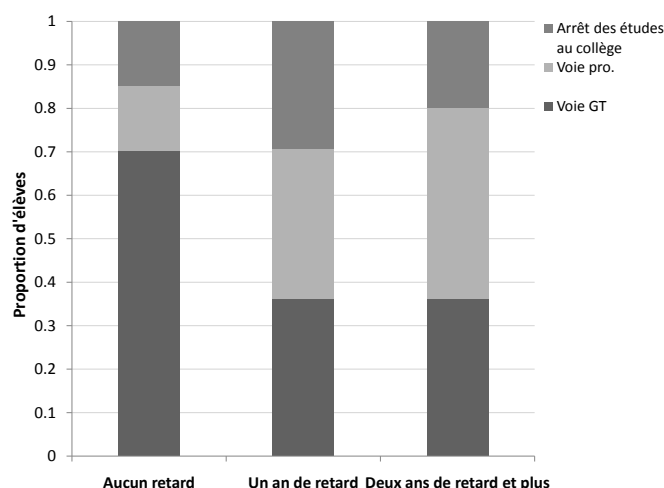
plète jusqu'au Baccalauréat professionnel « ancien régime ») parmi les redoublants (8,4 %) et les non-redoublants (7,4 %) indique cependant que ce phénomène n'est susceptible d'expliquer qu'une petite partie de l'écart séparant le nombre d'années complétées par ces deux catégories d'élèves.

La simple comparaison du nombre d'années complétées dans l'enseignement primaire et secondaire indique que les élèves redoublants atteignent en moyenne un niveau de formation inférieur à celui des élèves non redoublants. Ce constat ne signifie pas pour autant nécessairement que le redoublement a un impact négatif sur le niveau d'études, en démotivant les élèves et en favorisant le décrochage scolaire. Il serait en effet erroné de déduire de cette simple corrélation une quelconque relation de cause à effet. D'autres facteurs peuvent entrer en jeu pour expliquer que les redoublants atteignent un niveau d'études inférieur à celui des non-redoublants, à commencer par le fait qu'ils sont d'un niveau scolaire plus faible (cf. section 2.2).

Il faut également se montrer prudent lorsqu'on compare le devenir des élèves après la classe de troisième en fonction du retard scolaire accumulé au cours de la scolarité primaire et secondaire (figure 2.11). Si on observe que les non-redoublants ont deux fois plus de chances de poursuivre leurs études dans la voie générale et technologique que les redoublants (70 % contre 35 %), et sont moins susceptibles de poursuivre dans la voie professionnelle (15 % contre 35 %), cette orientation différenciée ne doit pas être hâtivement interprétée comme une conséquence du redoublement dans la mesure où elle peut s'expliquer par les performances scolaires plus faibles des élèves redoublants.

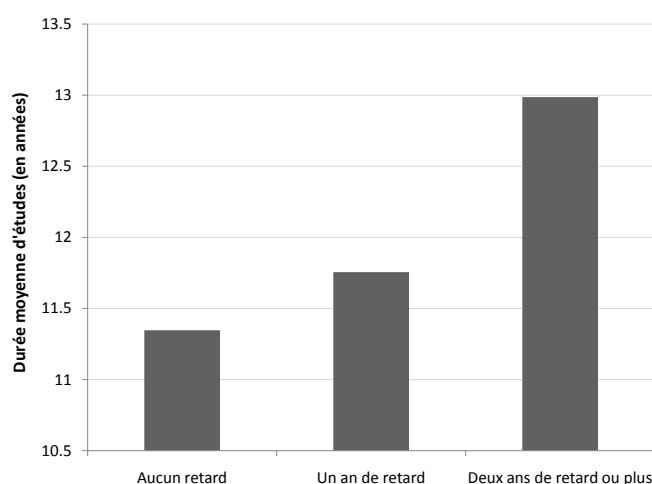
Redoublement et durée de scolarisation dans le premier et le second degré. Pour conclure cette analyse descriptive, nous étudions la durée moyenne des études primaires et secondaires en fonction du retard scolaire accumulé par les élèves nés

FIGURE 2.11 – Devenir après la troisième en fonction du retard scolaire accumulé (élèves nés en 1992)



Lecture : Après la classe de troisième, près de 70 % des élèves qui n'ont pas redoublé poursuivent leurs études dans la voie générale et technologique. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

FIGURE 2.12 – Durée d'études moyenne en fonction du nombre d'années redoublées des élèves nés en 1992



Lecture : En moyenne, les élèves sans aucun retard scolaire ont une durée d'études d'environ 11,4 années. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

en 1992 (figure 2.12). On observe que les redoublants ont passé en moyenne plus d'années dans le primaire et le secondaire (11,7 années s'ils ont redoublé une fois, 13 années s'il ont redoublé deux fois ou plus) que les non-redoublants (11,4 années). Une interprétation naïve de ce graphique conduirait à conclure qu'une année redoublée prolonge la scolarité des élèves de seulement 0,3 année en moyenne, ce qui correspondrait à un effet beaucoup moins important que l'hypothèse traditionnellement retenue pour évaluer le coût du redoublement (une année redoublée augmente d'un an la durée de scolarisation). Là encore, **il ne serait pas raisonnable de donner un sens causal à cette corrélation.**

Pour estimer l'impact causal du redoublement sur la durée d'études, une autre approche doit être privilégiée. La stratégie empirique retenue dans cette étude consiste à exploiter le mois de naissance des élèves comme source de variation exogène du redoublement. Les fondements méthodologiques de cette approche et les résultats obtenus sont présentés dans le chapitre suivant.

CHAPITRE 3

L'IMPACT DU REDOUBLEMENT SUR LES TRAJECTOIRES SCOLAIRES

Ce chapitre est consacré à l'estimation de l'impact causal du redoublement sur les trajectoires scolaires. Pour isoler l'effet causal du redoublement sur les performances scolaires, la recherche internationale utilise des méthodes statistiques qui permettent de comparer les redoublants à des non-redoublants suffisamment semblables. Dans cette tradition, **le rapport utilise le fait que le mois de naissance a un effet marqué sur la probabilité de redoubler, surtout aux plus jeunes âges.** Or les durées de scolarisation observées en fin de carrière scolaire sont différentes selon que les enfants sont nés tôt (*i.e.* en janvier) ou tard (*i.e.* en décembre) dans l'année. Cela peut être interprété comme une conséquence du redoublement et permet d'en mesurer l'impact.

Nous commençons par mettre en évidence les limites d'une estimation naïve fondée sur une approche « toutes choses égales par ailleurs » (section 3.1) avant de montrer comment ces difficultés méthodologiques peuvent être surmontées en adoptant une approche par variable instrumentale qui exploite le mois de naissance des élèves comme source de variation exogène du redoublement (section 3.2). L'im-

l'impact du mois de naissance sur le nombre d'années redoublées est estimé en comparant, au sein de la cohorte 1992, le retard scolaire moyen accumulé par les élèves nés en décembre et en janvier tout au long de leur scolarité primaire et secondaire (section 3.3). On mesure ensuite l'effet du mois de naissance sur les trajectoires scolaires, en nous intéressant à ses effets sur la durée d'études, le nombre d'années complétées et l'orientation post-troisième (section 3.4). À l'issue de ces deux étapes, l'impact causal d'une année redoublée sur les trajectoires scolaires peut être estimé au moyen de la méthode de régression par variable instrumentale (section 3.5).

3.1 Les limites d'une estimation « toutes choses égales par ailleurs »

La manière la plus simple de considérer la relation entre le redoublement et les trajectoires scolaires consiste à estimer le modèle linéaire suivant :

$$y_i = a + r_i b + \mathbf{X}_i c + u_i \quad (3.1)$$

où y_i peut désigner la durée de scolarisation de l'élève i , le niveau de formation atteint au terme de sa scolarité secondaire, ou une indicatrice égale à un si l'élève a suivi ses études dans la voie professionnelle. La variable r_i désigne le retard scolaire accumulé par l'élève i au cours de sa scolarité, mesuré en années. Si on s'intéresse à l'impact des années redoublées selon le cycle d'enseignement où elles se sont produites, la variable r_i peut être décomposée en un vecteur indiquant le nombre d'années redoublées accumulées dans chacun des cycles d'enseignement du premier et du second degré (primaire, collège, lycée). Le vecteur $\mathbf{X}_i$ inclut l'ensemble des caractéristiques observables qui sont susceptibles d'influencer les trajectoires scolaires (sexe, origine sociale, etc.). Enfin, la variable u_i désigne l'ensemble des facteurs inobservables qui déterminent les trajectoires scolaires indépendamment

du redoublement (motivation, « sévérité » des conseils de classe, *etc.*).

Le coefficient b , associé à la variable r_i , peut s'interpréter comme l'effet d'une année de redoublement supplémentaire (par cycle d'enseignement, lorsque r_i est un vecteur) sur les trajectoires scolaires. **Ce coefficient exprime une corrélation entre le nombre d'années redoublées et les trajectoires scolaires mais ne mesure pas nécessairement une relation causale.** Pour que ce coefficient mesure l'impact causal d'une année redoublée sur les trajectoires scolaires, il faut que, conditionnellement aux caractéristiques observables X_i , le nombre d'années redoublées ne soit pas corrélé aux déterminants inobservables des trajectoires scolaires u_i . Formellement, pour que le coefficient b soit identifié, il faut l'espérance conditionnelle du terme d'erreur u_i soit nulle. Cette hypothèse d'exogénéité conditionnelle du redoublement s'écrit :

$$E(u_i | r_i, X_i) = 0 \quad (3.2)$$

Il semble *a priori* peu plausible que cette hypothèse soit vérifiée empiriquement. Il existe en particulier deux menaces possibles. La première est le biais dit de « variables omises ». Comme le suggère l'analyse descriptive menée dans le chapitre précédent, les redoublants présentent des caractéristiques sensiblement différentes de celles des non-redoublants : en moyenne, ils sont plus souvent que les autres de sexe masculin, d'origine sociale défavorisée et de faible niveau scolaire. Ce phénomène peut biaiser les résultats si certaines de ces caractéristiques ne sont pas observables, ou sont imparfaitement observées, alors qu'elles influencent directement les trajectoires scolaires des élèves. Pour expliciter ce point, prenons l'exemple de la relation entre les performances scolaires, le nombre d'années redoublées et le niveau de formation atteint dans l'enseignement secondaire. Les redoublants ont des performances scolaires inférieures à celles des non-redoublants. Les performances scolaires des élèves sont ainsi fortement et négativement corrélées

lées à leur nombre d'années redoublées. Or les performances scolaires peuvent par ailleurs avoir un effet sur le nombre d'années d'études complétées : plus un élève a de difficultés scolaires, moins il a de chance d'atteindre un niveau de formation élevé. Ne pas prendre en compte les performances scolaires peut donc conduire à exagérer l'impact négatif du redoublement sur le niveau de formation atteint car cela revient à attribuer au redoublement ce qui provient en réalité des performances des élèves. Autrement dit, le fait que les redoublants aient tendance à atteindre un niveau de formation moins élevé que les non-redoublants n'est pas nécessairement la conséquence de leur redoublement mais peut s'expliquer par leurs difficultés d'apprentissage plus grandes.

Il est possible de limiter ce biais de variables omises en contrôlant par le sexe des élèves et par la catégorie socio-professionnelle des parents dans les régressions estimant l'effet des années redoublées en primaire, au collège ou au lycée, sur les trajectoires scolaires. La prise en compte des performances scolaires est, quant à elle, plus problématique, en particulier pour les années redoublées en primaire et au collège. En effet, nous ne disposons pas d'une mesure des performances des élèves au début de la scolarité primaire ou à l'entrée au collège. La seule mesure dont on dispose est observée en fin de collège, à travers les notes obtenues par les élèves de troisième aux épreuves écrites du DNB. La prise en compte de ces notes ne nous permet de contrôler pour le niveau de compétences des élèves que dans les régressions de la durée d'études (ou du nombre d'années complétées) sur le retard scolaire accumulé au lycée.

La seconde menace pour l'identification de l'impact du redoublement sur les trajectoires scolaires est le biais dit de « simultanéité » ou de « causalité inverse ». Ce biais se produit lorsque la variable dépendante (durée d'études, niveau de formation atteint, etc.) et les variables explicatives (nombre d'années redoublées

dans chaque cycle d'enseignement) sont déterminées simultanément. Un tel phénomène est à l'œuvre ici : le nombre d'années complétées et le nombre d'années redoublées sont déterminés simultanément car chaque année de scolarisation offre une « occasion » supplémentaire de redoubler. Par construction, plus un élève est scolarisé longtemps, plus il a – à niveau de compétence égal – de risque de redoubler. Ce biais concerne principalement le retard scolaire accumulé au lycée car les années redoublées après la classe de troisième interviennent pour la plupart après l'âge de fin de scolarité obligatoire (16 ans). À l'école primaire et au collège, le biais de simultanéité est limité par le fait que les élèves sont soumis à l'obligation scolaire et ont donc le même nombre d'« occasions » de redoubler. Au lycée, en revanche, la durée de scolarisation des élèves n'est plus déterminée de manière exogène, les élèves décrocheurs étant mécaniquement moins exposés au redoublement que les élèves qui vont jusqu'au Baccalauréat. Ce phénomène conduit à biaiser à la hausse l'estimation de l'impact du redoublement sur la durée d'études.

Il est possible de corriger en partie ce biais de simultanéité en ne considérant, pour les années redoublées au lycée, que les élèves qui ont suivi au moins un an de scolarité après la classe de troisième. L'impact des années redoublées au lycée sur les trajectoires scolaires ne sera alors estimé que sur l'échantillon des élèves qui ont poursuivi leurs études après le collège, afin de ne pas confondre l'effet du nombre d'années redoublées avec l'effet d'être encore scolarisé après l'âge de 16 ans. **Cette approche n'est pas cependant totalement satisfaisante car elle peut amener à générer un biais concurrent, appelé biais de sélection.** Un biais de sélection se crée lorsque la présence d'une observation dans l'échantillon n'est pas aléatoire. En l'occurrence, les élèves scolarisés au lycée ont des caractéristiques observables différentes de celles des élèves qui ont arrêté leurs études après la troisième. Ils ont, en particulier, de meilleures performances scolaires : le rang percentile au DNB des élèves scolarisés au lycée est de 53,1 (sur 100) alors que celui des élèves non scola-

risés au lycée est seulement de 43,1 (sur 100). Dans la mesure où les performances scolaires sont négativement corrélées à la probabilité de redoubler, ne considérer que les élèves scolarisés au lycée tend à biaiser à la hausse l'effet estimé des années redoublées sur la durée d'études. S'il est difficile de déterminer *a priori* lequel de ces deux biais concurrent (biais de simultanéité et biais de sélection) est le plus important, l'un comme l'autre pourraient conduire à surestimer l'impact du redoublement sur la durée d'études.

Les résultats de l'estimation par moindres carrés ordinaires de l'effet du nombre d'années redoublées sur les trajectoires scolaires sont présentés dans le tableau 3.1. Les effets du redoublement en primaire sont reportés dans les colonnes 1 (sans contrôles) et 2 (en contrôlant pour le sexe de l'élève et la PCS de son responsable légal). Les effets du redoublement au collège sont reportés dans les colonnes 3 (sans contrôles) et 4 (avec contrôles). Enfin, les effets du redoublement au lycée sont reportés dans les colonnes 5 (sans contrôles), 6 (en contrôlant pour le sexe et la PCS) et 7 (en contrôlant pour le sexe, la PCS et les résultats au DNB). Les estimations présentées dans la colonne 7 sont obtenues en limitant l'échantillon aux seuls élèves scolarisés au lycée. Les quatre premières lignes correspondent à des régressions différentes : impact du nombre d'années redoublées sur la durée de scolarisation (première ligne), sur le nombre d'années complétées (deuxième ligne), sur la probabilité d'être orienté vers la voie professionnelle (troisième ligne) et sur la probabilité d'être orienté vers la voie générale et technologique (quatrième ligne).

On observe que chaque année redoublée en primaire est associée à une diminution statistiquement significative (au seuil de 1 %) de la durée d'études, que l'on inclue ou non le sexe et la PCS comme variables de contrôle (colonnes 1 et 2). Par exemple, à sexe et à PCS identiques, une année de redoublement en primaire est associée à une diminution de la durée d'études de 0,29 année. Les résultats de

TABLEAU 3.1 – Estimation par moindres carrés ordinaires des effets du redoublement sur les trajectoires scolaires, par cycle de formation (élèves nés en 1992)

Cycle de formation :	Primaire		Collège		Lycée		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Variable dépendante :							
Durée de scolarisation (en années)	-0,35*** (0,00)	-0,29*** (0,00)	0,30*** (0,00)	0,34*** (0,00)	1,31*** (0,00)	1,30*** (0,00)	0,78*** (0,00)
Niveau de formation atteint (en années)	-1,14*** (0,00)	-1,02*** (0,00)	-0,52*** (0,00)	-0,44*** (0,00)	0,44*** (0,00)	0,44*** (0,00)	-0,10*** (0,00)
Probabilité d'être orienté en voie pro	0,22*** (0,00)	0,16*** (0,00)	0,19*** (0,00)	0,15*** (0,00)	–	–	–
Probabilité d'être orienté en voie GT	-0,47*** (0,00)	-0,38*** (0,00)	-0,31*** (0,00)	-0,26*** (0,00)	–	–	–
Variables de contrôle :							
Sexe et PCS du responsable légal	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Oui
Rang percentile au DNB (sur 100)	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui
Indicatrice de notes manquantes au DNB	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui
Nombre d'observations	780 112	780 112	780 112	780 112	780 112	780 112	616 314

Lecture : Les quatre premières lignes correspondent à des régressions différentes. Les trois dernières lignes indiquent les variables de contrôle qui peuvent être incluses ou non dans les régressions. En prenant en compte les performances scolaires des élèves (rang percentile au DNB) et en se limitant aux seuls élèves scolarisés au lycée, on observe que le redoublement d'une année au lycée est associé à une augmentation de la durée d'études de 0,78 année et à diminution du niveau de formation atteint (nombre d'années complétées) de 0,10 année (colonne 7). **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992. **Notes :** * : $p < 0.1$; ** : $p < 0.05$; *** : $p < 0.01$. Les écarts-types des coefficients estimés sont entre parenthèses.

ces régressions indiquent par ailleurs qu'une année redoublée au collège est associée à une augmentation statistiquement significative (au seuil 1 %) de la durée de scolarisation primaire et secondaire, avec ou sans contrôles (colonnes 3 et 4). Cet effet est de l'ordre de 0,30 année de scolarité en plus par année de redoublement supplémentaire.

Une interprétation naïve de ces résultats amènerait à la conclusion que le redoublement en primaire ou au collège incite les élèves à décrocher plus tôt. On observe en effet qu'à sexe et à PCS identiques, une année redoublée au primaire ou au collège est associée à une diminution du niveau de formation atteint par les élèves, qui est lui-même mesuré par le nombre d'années complétées au

cours de la scolarité primaire et secondaire (deuxième ligne, colonnes 1 à 4). Cette interprétation n'est pas cependant convaincante, en raison du biais de variables omises évoqué précédemment. Dans la mesure où les régressions présentées dans les colonnes 1 à 4 ne contrôlent pas pour les performances scolaires initiales des élèves (cette information n'étant pas disponible dans les données), elles conduisent vraisemblablement à « exagérer » l'impact négatif du redoublement sur la durée d'études et sur le niveau de formation atteint.

Lorsqu'on s'intéresse à l'effet du redoublement sur l'orientation post-troisième (troisième et quatrième lignes du tableau), on observe qu'une année redoublée en primaire ou au collège est associée à une augmentation statistiquement significative de la probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle et, de manière symétrique, à une diminution statistiquement significative de la probabilité d'être orienté dans la voie générale et technologique. Par exemple, à sexe et à PCS identiques, le redoublement d'une année en primaire est associé à une augmentation de 16 points de pourcentage de la probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle et à une diminution de 38 points de pourcentage de la probabilité d'être orienté dans la voie générale et technologique. Cependant, comme nous ne raisonnons pas à performances scolaires initiales égales, il ne serait pas raisonnable de donner une interprétation causale à ces résultats.

Enfin, l'estimation des effets du redoublement au lycée indiquent qu'à sexe et à PCS identiques, le redoublement d'une année après la troisième est associé à une augmentation de la durée d'études de 1,30 année et à une augmentation du niveau de formation atteint de 0,44 année, ces deux coefficients étant significatifs au seuil de 1 %. Ces résultats tendraient à suggérer que le redoublement au lycée a un effet motivant pour les élèves et leur permet d'atteindre un niveau de formation plus élevé. Cependant, cette interprétation est potentiellement invalidée par l'exis-

tence des biais de variables omises et de simultanéité évoqués plus haut. Lorsqu’on contrôle pour les performances scolaires des élèves (en incluant leur rang percentile au DNB) et qu’on se limite aux seuls élèves scolarisés au lycée, on obtient des coefficients moins élevés (colonne 7) : chaque année redoublée au lycée n’est plus associée qu’à une augmentation de 0,78 année de la durée d’études et à diminution de 0,10 année du niveau de formation atteint. Si ces estimations sont sans doute plus proches de l’effet causal du redoublement au lycée que celles reportées dans les colonnes 5 et 6, elles restent potentiellement contaminées par les biais de simultanéité et de sélection, ainsi que par l’omission des déterminants inobservables des trajectoires scolaires (la motivation des élèves, en particulier).

À l’issue de cette analyse, il apparaît clairement que l’approche naïve, « toutes choses égales par ailleurs », ne permet pas d’aboutir à des résultats robustes et convaincants, en raison des nombreux biais qui sont susceptibles de fausser l’estimation des effets du redoublement sur les trajectoires scolaires.

3.2 Le mois de naissance comme instrument du redoublement

Les difficultés méthodologiques de l’approche précédente peuvent être surmontées en adoptant une approche qui consiste à **utiliser le mois de naissance des élèves comme source de variation exogène du redoublement**.

Les effets du mois de naissance sur les performances des élèves, leur parcours scolaire et leur insertion professionnelle ultérieure ont fait l’objet d’un très grand nombre d’études (voir Grenet, 2008, pour une revue de littérature détaillée). Cette littérature a été initiée par l’article fondateur d’Angrist et Krueger (1991) qui ont

pour la première fois mis en évidence l'existence d'une relation entre le mois de naissance des individus et leur durée de scolarité. Dans cette étude très célèbre, les auteurs s'intéressent au rendement salarial de l'éducation, entendu comme l'effet moyen d'une année d'études supplémentaire sur le salaire. À cette fin, ils analysent l'effet de l'âge de fin d'études obligatoires sur le nombre d'années d'études complétées par les individus. Les auteurs remarquent que les élèves nés en début d'année peuvent quitter le système scolaire avant leurs camarades nés en fin d'année parce qu'ils atteignent l'âge minimum de fin d'études plus tôt. Par conséquent, les élèves nés en début d'année qui décident de ne pas aller au-delà de l'obligation scolaire ont complété un nombre d'années d'études inférieur à celui de leurs camarades nés en fin d'années qui ont pris la même décision.

En France, la principale étude consacrée aux effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires et professionnelles est celle de Grenet (2010). À partir des données du Panel primaire 1997 et de la base centrale Scolarité 2004 pour le secondaire, l'auteur montre que **le mois de naissance a un effet positif et statistiquement significatif sur le redoublement**. 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 de pourcentage à celle de leurs camarades nés en janvier (qui est de 17 %), soit un taux de redoublement presque deux fois plus élevé. **Ce phénomène a priori surprenant est lié au fait que dans leur petite enfance, les élèves nés en décembre sont intellectuellement moins « mûrs » que leurs camarades nés en janvier, car ils sont plus jeunes**. Cette maturité intellectuelle moins développée des élèves nés en fin d'année explique leur fréquence plus élevée de redoublement en primaire. L'étude montre que s'ils s'atténuent rapidement au cours du temps, les écarts de performances liés aux différences d'âge relatif persistent jusqu'à la fin du collège : aux épreuves écrites du DNB, les élèves nés en décembre obtiennent en moyenne des scores inférieurs de 10 à 15 % d'un écart-type à ceux de leurs cama-

rades nés en janvier.

Bien que les écarts de maturité relative s'atténuent rapidement avec l'âge, le mois de naissance influence durablement les trajectoires scolaires en raison de ses effets sur le redoublement en primaire et au collège. Le signal négatif associé au retard scolaire contribue en effet à influencer significativement les décisions d'orientation qui interviennent à la fin de la classe de troisième : le fait d'être orienté en décembre plutôt qu'en janvier réduit d'environ 3 points de pourcentage la probabilité de poursuivre ses études dans la voie générale et technologique et augmente d'autant la probabilité de poursuivre ses études dans la voie professionnelle. Ce phénomène résulte de la conjonction de deux facteurs, qui ont été mis en évidence par plusieurs études consacrées à l'orientation après la classe de troisième (Caille, 2004 ; 2005 et DEPP, 2013b) : d'une part, les élèves redoublants ont tendance à exprimer des vœux moins ambitieux, à niveau scolaire égal, que les non-redoublants. D'autre part, et toujours à niveau scolaire égal et à vœux d'orientation identiques, les redoublants sont davantage orientés par les conseils de classe dans la voie professionnelle que les non-redoublants.

Dans le cadre de ce rapport, nous proposons de reprendre la démarche de Grenet (2010) en exploitant le mois de naissance comme une source de variation exogène (ou instrument) du retard scolaire accumulé par les élèves, afin d'identifier l'effet causal du redoublement sur les trajectoires scolaires. Nous nous focalisons plus spécifiquement sur l'effet du redoublement sur le nombre d'années passées dans le système scolaire (durée de scolarisation), sur le niveau de formation atteint (nombre d'années complétées) ainsi que sur la probabilité d'être orienté, après la troisième, dans la voie professionnelle plutôt que dans la voie générale et technologique.

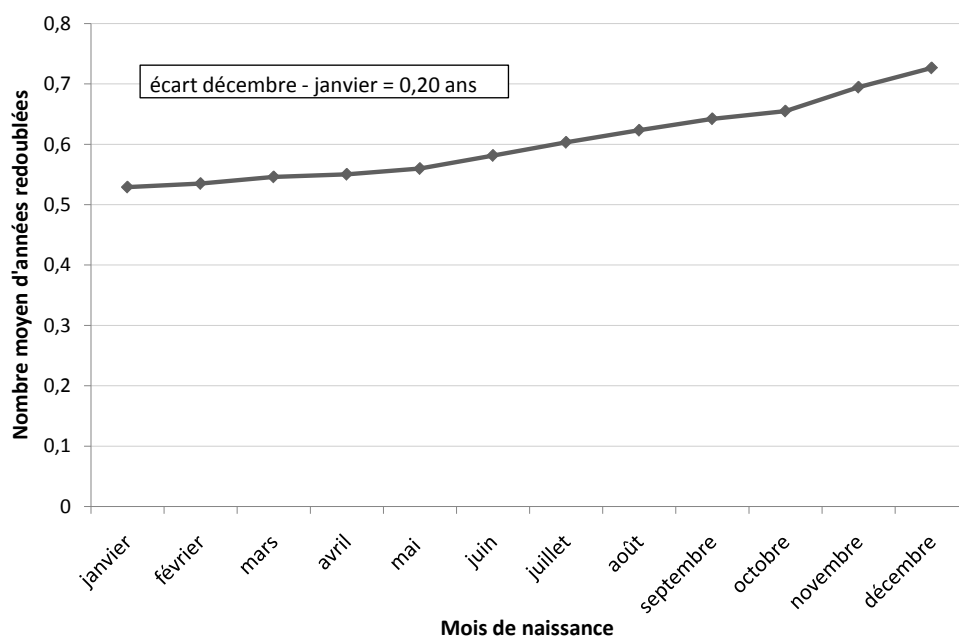
La validité du mois de naissance comme instrument du redoublement repose sur deux conditions. Premièrement, le mois de naissance doit être corrélé au nombres d'années redoublées. Cette relation doit être non seulement statistiquement significative mais aussi suffisamment forte pour limiter les biais statistiques engendrés par les instruments dits « faibles » (voir Angrist et Pischke, 2008, pour une présentation pédagogique de ce point technique). **Deuxièmement, le mois de naissance ne doit influencer les trajectoires scolaires qu'à travers son effet sur le redoublement.** Autrement dit, le mois de naissance ne doit pas avoir d'effet *direct* sur la scolarité des élèves. S'il n'existe pas, au sens strict du terme, de test statistique permettant de vérifier cette hypothèse, elle paraît plausible dans la mesure où la distribution des « talents » individuels est *a priori* indépendante du mois de naissance, à une réserve près : comme le souligne Grenet (2008), il existe une différenciation sociologique du mouvement saisonnier des naissances¹ qui pourrait invalider l'utilisation du mois de naissance comme instrument du redoublement. La différenciation sociologique du mouvement des naissance pourrait en effet conduire à attribuer au mois de naissance des effets qui sont en réalité induits par l'origine sociale différente des élèves. Dans la version complète de son étude, Grenet (2010) montre cependant que ces biais potentiels peuvent être neutralisés en se restreignant aux seuls élèves nés en janvier ou en décembre, car l'association entre le mois de naissance des enfants et le revenu de leurs parents est très faible pour ces mois extrêmes. Dans la suite de notre analyse, nous reportons donc, lorsqu'ils sont différents, les résultats des estimations menées sur a) l'ensemble de la population ; b) les élèves nés uniquement en janvier ou en décembre.

1. Pour ne donner qu'un exemple, les instituteurs et professeurs enregistrent un pic de naissances au mois d'avril alors que les indépendants, ouvriers, employés, chômeurs enregistrent un pic de naissances en juillet.

3.3 Les effets du mois de naissance sur le redoublement

La figure 3.1 montre le retard scolaire accumulé par les élèves nés en 1992 au terme de leur scolarité secondaire, en fonction de leur mois de naissance.

FIGURE 3.1 – Retard scolaire accumulé par les élèves nés en 1992 au terme de leur scolarité secondaire, en fonction de leur mois de naissance



Lecture : Au terme de leur scolarité secondaire, les élèves nés en janvier 1992 ont accumulé en moyenne 0,53 année de redoublement alors que les élèves nés en décembre de la même année en ont accumulé 0,73. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Ensemble des élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

On observe que le nombre d'années redoublées augmente, de façon relativement linéaire, avec le mois de naissance : au terme de leur scolarité, les élèves nés en janvier ont accumulé en moyenne 0,53 année de redoublement alors que les élèves nés en décembre en ont accumulé 0,73. **Le retard scolaire accumulé par**

les élèves nés en décembre est donc supérieur de 0,20 année au retard accumulé par leurs camarades nés en janvier, soit un supplément de 38 %. Cet écart (appelé, ci-après, écart décembre-janvier) est quantitativement important et est cohérent avec les résultats de la littérature, en particulier avec ceux de Grenet (2010).

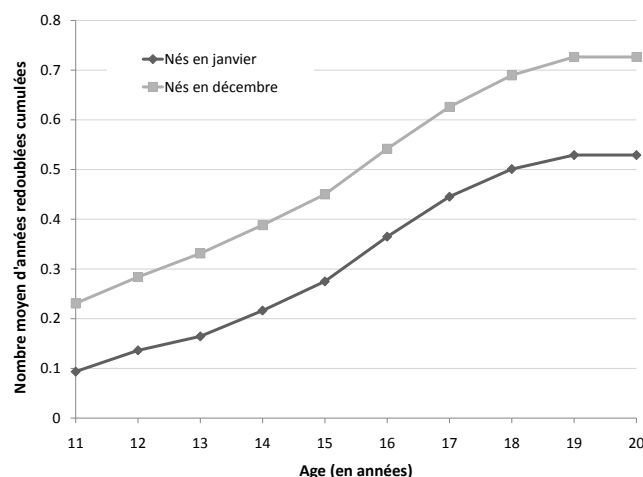
Le fait que les élèves nés en décembre redoublent plus souvent que les élèves nés en janvier tient aux effets d'« âge relatifs » qui ont été mis en évidence dans la littérature. Parce qu'ils les plus jeunes de leur classe, les élèves de décembre sont moins développés du point de vue de leur maturité intellectuelle, ce qui affecte négativement leurs performances scolaires à l'école primaire², voire en début de collège, et augmente par conséquent leurs chances de redoubler.

L'effet du mois de naissance sur le redoublement se manifeste dès le début de la scolarité des élèves et s'atténue progressivement avant de disparaître au milieu de la scolarité au collège. Le retard accumulé par les élèves nés en décembre par rapport aux élèves nés en janvier, en revanche, ne se résorbe pas au cours de la scolarité secondaire. La figure 3.2 compare l'évolution par âge du retard scolaire accumulé par les élèves nés en janvier (courbe en noir) à celle des élèves nés en décembre (courbe en gris). Ce graphique révèle que l'écart décembre-janvier dans le nombre d'années redoublées se creuse principalement à l'école primaire, s'accroît légèrement au collège (entre 11 et 13 ans) et se stabilise ensuite jusqu'à la fin de la scolarité secondaire.

La figure 3.3 confirme ce constat en montrant l'évolution de l'écart décembre-janvier dans le retard scolaire accumulé par les élèves nés en 1992, en fonction de leur âge. Ce graphique est construit comme la différence entre les deux courbes de

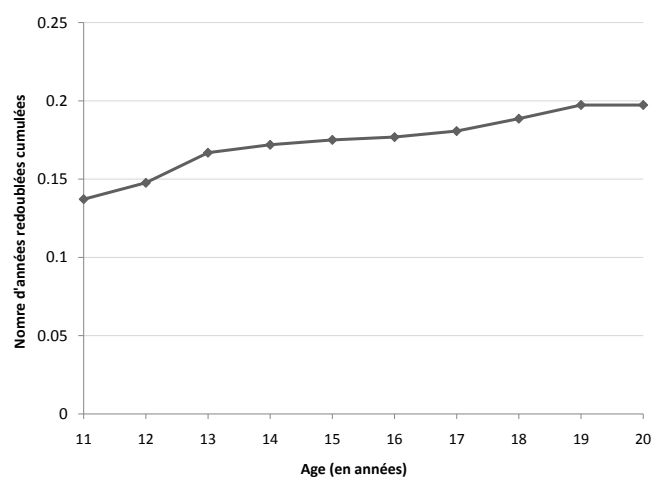
2. D'après Grenet (2010), l'écart de performance entre les élèves nés en décembre et les élèves nés en janvier est de l'ordre de 70 % d'un écart-type en CP)

FIGURE 3.2 – Retard scolaire accumulé par les élèves nés en janvier et en décembre 1992, en fonction de leur âge



Lecture : À l'âge de 11 ans, les élèves nés en janvier ont accumulé 0,09 année de retard scolaire. Les élèves nés en décembre en ont quant à eux accumulé 0,21. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992 et nés en janvier ou en décembre.

FIGURE 3.3 – Écart décembre - janvier dans le retard scolaire accumulé par les élèves nés en 1992, en fonction de leur âge



Lecture : À l'âge de 11 ans, les élèves nés en décembre 1992 ont accumulé un retard scolaire supérieur de 0,12 ans à celui des élèves nés en janvier de la même année. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992 et nés en janvier ou en décembre.

la figure 3.2. On observe qu'à l'âge de 11 ans, l'écart de retard scolaire entre les élèves nés aux mois extrêmes est d'environ 0,12 année. À l'âge de 20 ans, cet écart est d'environ 0,20 année. **L'écart de retard scolaire à l'âge de 11 ans entre les élèves de décembre et les élèves de janvier représente ainsi 60 % de l'écart enregistré au terme de la scolarité secondaire.**

Le tableau 3.2 quantifie de manière plus précise le creusement des écarts de retard scolaire en fonction du mois de naissance des élèves. Les coefficients reportés dans ce tableau sont issus de régressions par moindres carrés ordinaires et mesurent l'impact d'être plus jeune d'un mois sur le retard scolaire accumulé à chaque étape de la scolarité (primaire, collège, etc.). Les écarts décembre-janvier sont reportés dans la dernière colonne du tableau. Chaque ligne correspond à une régression différente et le nombre entre crochets indique la valeur de la F-statistique, qui mesure la « force » du mois de naissance comme instrument du redoublement à chaque étape de la scolarité. Les résultats de ces estimations montrent que naître un mois plus tard augmente en moyenne de 0,0124 le nombre d'années redoublées en primaire (coefficient significatif au seuil de 1 %), ce qui correspond à un écart décembre-janvier de 0,19 année. La valeur de la F-statistique est très élevée (4 424,5), ce qui souligne la force de la relation statistique qui unit le mois de naissance au redoublement en primaire³. L'effet marginal du mois de naissance sur le retard scolaire accumulé au collège demeure statistiquement significatif (à 1 %), même si son amplitude est beaucoup plus faible que pour le nombre d'années redoublées en primaire : chaque mois supplémentaire se traduit par une augmentation de 0,005 année du nombre d'années redoublées au collège, ce qui correspond à un écart décembre-janvier de 0,05 année. La relation entre le mois de naissance et le nombre d'années redoublées au lycée (voie professionnelle ou voie générale

3. la « règle de Staiger-Stock (1997) » (dite *rule of thumb*) indique qu'une valeur de la F-statistique inférieure à 10 signale un risque élevé d'instrument « faible ».

et technologique) demeure statistiquement significative (à 5 %) mais est d'ampleur très faible : l'impact marginal du mois de naissance sur le nombre d'années redoublées au lycée n'est que de 0,0004 année, soit un écart décembre-janvier de 0,004 année.

TABLEAU 3.2 – Impact du mois de naissance sur le nombre d'années redoublées, à chaque étape de la scolarité (élèves nés en 1992)

	Effet marginal (1)	Écart décembre-janvier (2)
Variable dépendante :		
Nombre total d'années redoublées	0,0176*** (0,000)	0,19
[F-statistique]	[4 424,5]	
Nombre d'années redoublées en primaire	0,0124*** (0,000)	0,13
[F-statistique]	[8 032]	
Nombre d'années redoublées au collège	0,005*** (0,002)	0,05
[F-statistique]	[1 279,3]	
Nombre d'années redoublées au lycée (toutes voies)	0,0004** (0,000)	0,004
[F-statistique]	[4 ,12]	
Nombre d'années redoublées au lycée (voie GT)	0,0002 (0,000)	–
[F-statistique]	[1,47]	
Nombre d'années redoublées au lycée (voie pro)	0,0002 (0,000)	–
[F-statistique]	[2,65]	
Nombre d'observations	780 112	

Lecture : Chaque mois supplémentaire se traduit par une augmentation de 0,0176 du nombre total d'années redoublées cumulées au terme de la scolarité secondaire. Ce coefficient est statistiquement significatif au seuil de 1 % et correspond à un écart décembre-janvier de $0,0176 \times 11 = 0,19$ année. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992. **Notes :** * : $p < 0,1$; ** : $p < 0,05$; *** : $p < 0,01$. Chaque ligne correspond à une régression différente. Les écarts-types des coefficients estimés sont entre parenthèses. Le nombre entre crochets correspond à la valeur de la F-statistique qui permet de détecter les instruments faibles (valeur inférieure à 10). La restriction de l'échantillon à la population des élèves nés en janvier ou en décembre donne des résultats identiques.

À la lumière de ces résultats, il apparaît que l'effet du mois de naissance sur le

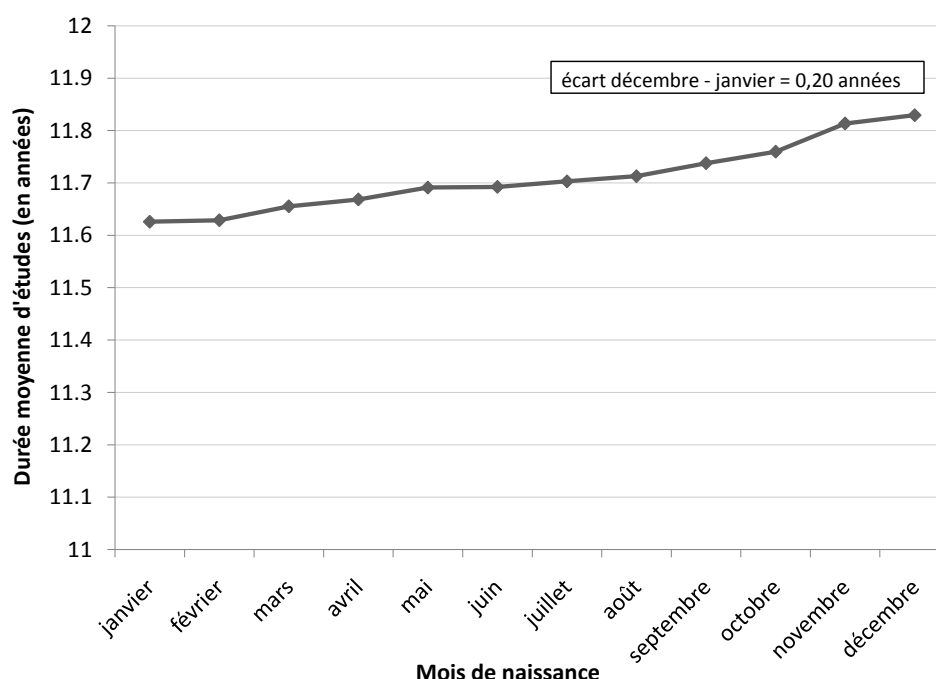
nombre d'années redoublées persiste tout au long de la scolarité mais que l'essentiel de l'écart entre les élèves nés tard et les élèves nés tôt dans l'année se creuse au cours de la scolarité primaire. Ce constat est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle la pénalité subie par les élèves nés en décembre résulte du retard de maturité intellectuelle dont ils font preuve au cours de la première partie de leur scolarité par rapport aux élèves nés plus tôt dans l'année. **Ce fait a des conséquences importantes pour l'interprétation des résultats obtenus en utilisant le mois de naissance comme instrument du redoublement. Il implique en effet que la variation exogène du redoublement exploitée dans le cadre de cette étude s'exprime à l'école primaire et au cours de la première moitié du collège. Par conséquent, la validité de notre approche ne s'applique en toute rigueur qu'aux redoublements qui interviennent en début de scolarité : l'impact sur la durée d'études des redoublements qui interviennent en fin de collège ou au lycée ne peut être qu'extrapolé à partir des résultats obtenus en appliquant la méthode des variables instrumentales.**

3.4 Les effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires

La figure 3.4 montre la durée moyenne de scolarisation primaire et secondaire des élèves nés en 1992, en fonction de leur mois de naissance.

On observe que la durée moyenne de scolarisation augmente, de façon relativement linéaire, en fonction du mois de naissance. Au terme de leur scolarité secondaire, les élèves nés en janvier ont passé en moyenne 11,83 années dans l'enseignement primaire et secondaire alors que les élèves nés en décembre n'y ont passé que 11,63 années. L'écart décembre-janvier dans la durée moyenne de sco-

FIGURE 3.4 – Durée moyenne de la scolarité primaire et secondaire en fonction du mois de naissance (élèves nés en 1992)



Lecture : Au terme de leur scolarité secondaire, les élèves nés en janvier ont passé en moyenne 11,63 années dans l'enseignement primaire et secondaire tandis que les élèves nés en décembre y ont passé 11,83 années. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

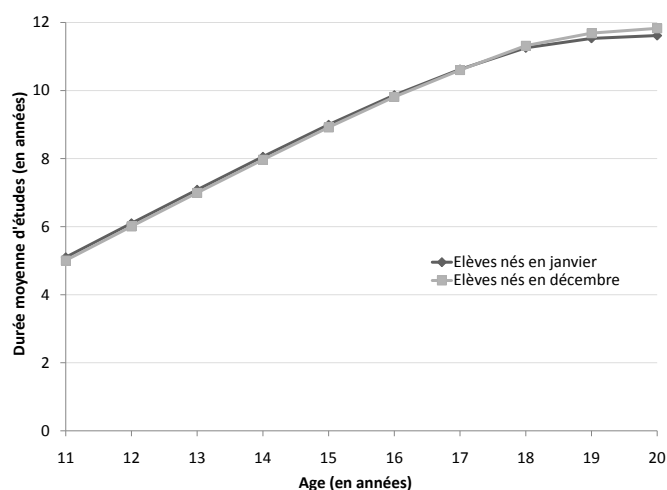
larisation est donc proche de l'écart précédemment constaté dans le retard scolaire accumulé, soit 0,20 année. **Cette première comparaison suggère que chaque année redoublée prolonge d'un an la durée de scolarisation des élèves**, conformément à l'hypothèse traditionnellement retenue par les travaux d'évaluation du coût du redoublement.

La dynamique des trajectoires scolaires en fonction de l'âge des élèves suggère que le redoublement est à l'origine de la durée d'études plus élevée des élèves nés en décembre par rapport aux élèves nés en janvier. La figure 3.5 compare, en

fonction de leur âge, l'évolution de la durée de scolarisation (en années) des élèves nés en janvier (courbe noire) à celle des élèves nés en décembre (courbe grise). L'écart entre ces deux courbes est représenté dans la figure 3.6. Ces deux graphiques indiquent qu'entre l'âge de 11 ans et l'âge de 18 ans, la durée de scolarisation des élèves nés en décembre est légèrement inférieure à celle des élèves nés en janvier : à 11 ans, les élèves de janvier ont passé, en moyenne, 5,10 années dans le système scolaire ; au même âge, les élèves de décembre en ont passé, en moyenne, 5,00, soit un écart de 0,10 année. Cet écart initial peut s'expliquer par le fait que les élèves nés en janvier ont une probabilité plus importante d'entrer à l'école en avance (Goux et Maurin, 2008 ; Grenet, 2010). Cet écart négatif initial persiste jusqu'à l'âge de 18 ans, où il change de signe et devient positif pour atteindre 0,20 année à la fin de la scolarité secondaire. **Ce constat est compatible avec l'idée selon laquelle l'écart de durée de scolarisation entre les élèves nés en décembre et les élèves nés en janvier est imputable au redoublement plus important des seconds par rapport aux premiers, phénomène qui les conduit à terminer plus tard leur scolarité.**

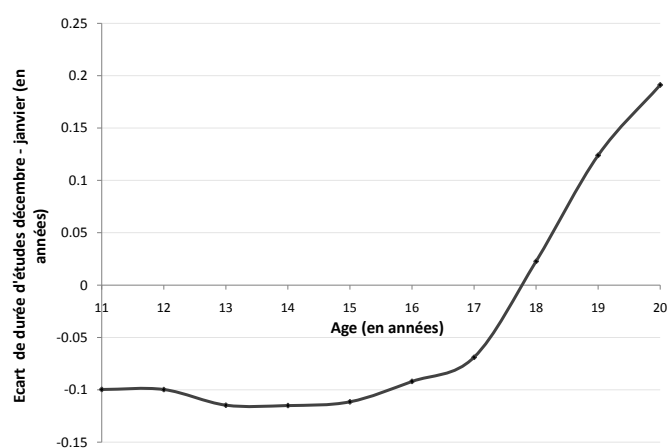
Le fait que chaque année redoublée se traduise par une augmentation d'un an de la durée de scolarisation dans le premier et le second degré signifie que le redoublement n'a pas d'effet sur le niveau de formation atteint par les élèves au terme de leur scolarité secondaire (rappelons que la durée d'études est égale à la somme du nombre d'années complétées et du nombre d'années redoublées). La figure 3.7, qui montre l'évolution du niveau de formation atteint (en années) par les élèves en fonction de leur mois de naissance, confirme ce constat. On observe en effet que le nombre moyen d'années complétées au terme de la scolarité secondaire est remarquablement stable en fonction du mois de naissance des élèves. L'écart décembre-janvier n'est que de 0,01 année et la régression du niveau de formation atteint sur le mois de naissance (cf. tableau 3.3) ne met pas en évidence de corréla-

FIGURE 3.5 – Durée moyenne de scolarisation primaire et secondaire des élèves nés en janvier et en décembre 1992, en fonction de leur âge



Lecture : A l'âge de 11 ans, les élèves nés en janvier ont passé, en moyenne, 5,10 années dans le système scolaire tandis que les élèves nés en décembre en ont passé, en moyenne, 5,00. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992 et nés en janvier ou en décembre.

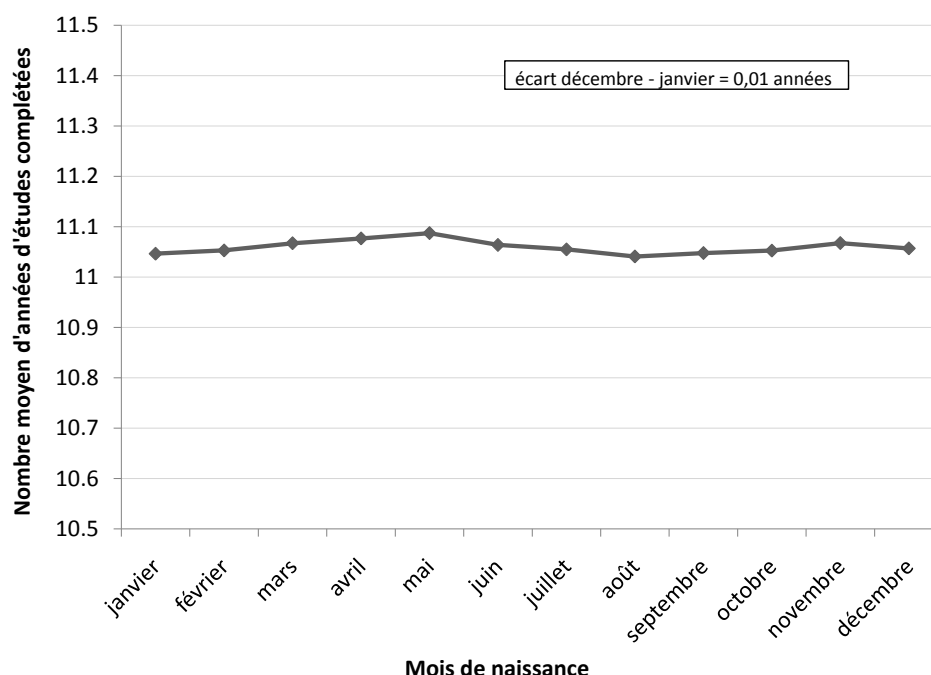
FIGURE 3.6 – Écart décembre-janvier dans la durée moyenne de scolarisation des élèves nés en 1992, en fonction de leur âge



Lecture : À l'âge de 11 ans, l'écart décembre-janvier dans la durée de scolarisation s'élève à -0,10 année. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992 et nés en janvier ou en décembre.

tion statistiquement significative entre ces deux variables, que l'on considère toute la population (colonne 1) ou uniquement les élèves nés en janvier et en décembre (colonne 3).

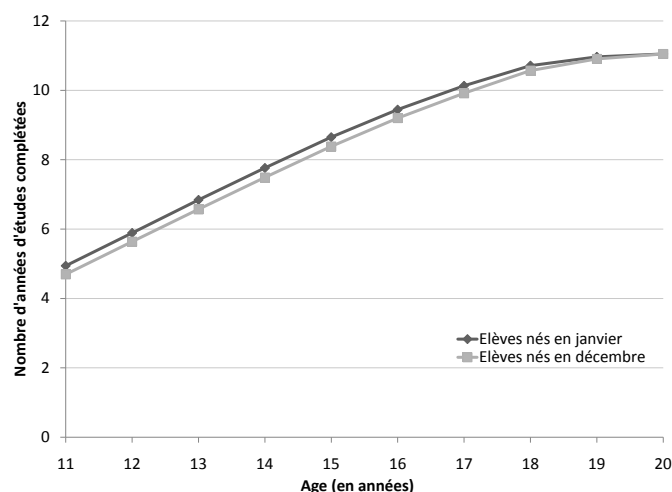
FIGURE 3.7 – Niveau moyen de formation (en années) atteint en fonction du mois de naissance (élèves nés en 1992)



Champ : Ensemble des élèves nés en 1992. **Lecture** : Le niveau de formation atteint au terme de la scolarité secondaire (nombre moyen d'années complétées) est relativement stable en fonction du mois de naissance. **Source** : MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ** : Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

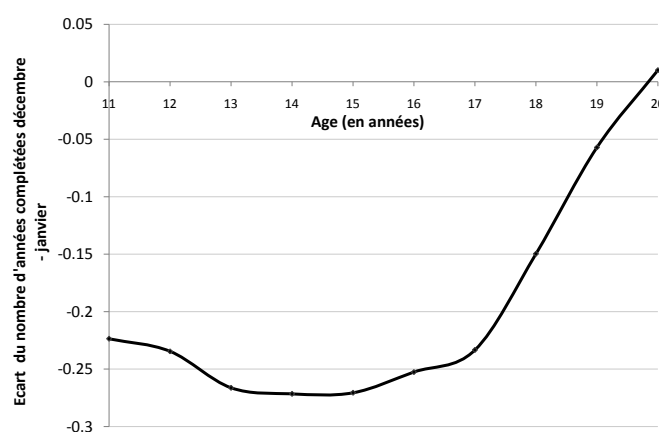
La dynamique du nombre d'années complétées en fonction du mois de naissance est analysée dans la figure 3.8 en comparant le niveau de formation atteint par les élèves nés en janvier (courbe noire) et en décembre (courbe grise) en fonction de leur âge. L'écart entre ces deux courbes est représenté dans la figure 3.9. Ces deux graphiques montrent que jusqu'à l'âge de 19 ans, les élèves nés en décembre sont en moyenne en retard dans leurs études par rapport aux élèves nés en janvier : à

FIGURE 3.8 – Niveau de formation atteint (en années) par les élèves nés en janvier et en décembre 1992, en fonction de leur âge



Lecture : À l'âge de 11 ans, les élèves nés en janvier ont, en moyenne, complété 5,02 années d'études tandis que les élèves nés en décembre n'en ont complété, en moyenne, que 4,80. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992 et nés en janvier ou en décembre.

FIGURE 3.9 – Écart décembre-janvier dans le niveau de formation atteint (en années) par les élèves nés en janvier et décembre 1992, en fonction de leur âge



Lecture : À l'âge de 11 ans, l'écart décembre-janvier dans le nombre d'années complétées s'élève à -0,22 année. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992 et nés en janvier ou en décembre.

l'âge de 11 ans par exemple, les élèves de janvier ont en moyenne complété 5,02 années d'études alors que les élèves nés en décembre n'en ont complété que 4,80, soit un écart de 0,22 année. Cet écart peut s'expliquer par la conjonction de deux facteurs. D'une part, les élèves de janvier ont davantage tendance à entrer à l'école en avance et donc à avoir complété, à l'âge de 11 ans, une ou deux années d'études de plus que les élèves qui ont commencé l'école « à l'heure ». D'autre part, ces élèves redoublent moins souvent en primaire que les élèves nés en décembre. Cet écart initial persiste tout au long de la scolarité des élèves mais finit par se résorber : à 20 ans, les élèves nés en décembre ont complété le même nombre d'années d'études primaires et secondaires que leurs camarades de janvier.

Ces observations indiquent que la progression dans le cursus scolaire des élèves nés en décembre est plus lente parce qu'ils sont davantage exposés au redoublement, mais que ces élèves finissent, au terme de leur scolarité secondaire, par atteindre le même niveau de formation secondaire que les élèves nés en janvier.

Les effets du mois de naissance sur les trajectoires scolaires peuvent être quantifiés de manière plus précise au moyen de régressions par moindres carrés ordinaires. Les résultats de ces estimations sont reportés dans le tableau 3.3. Chaque ligne correspond à une régression différente. Les deux premières colonnes indiquent les résultats obtenus sur l'ensemble de la population et les deux dernières colonnes, les résultats obtenus lorsque l'échantillon est restreint à la sous-population des élèves nés en janvier ou en décembre. Les coefficients des colonnes 1 et 3 mesurent l'effet marginal d'être un mois plus jeune sur la durée de scolarisation, le niveau de formation atteint et l'orientation post-troisième (voie générale et technologique / voie professionnelle / arrêt des études). L'écart décembre-janvier associé à ces effets est calculé dans les colonnes 2 et 4.

TABLEAU 3.3 – Effet marginal du mois de naissance sur les trajectoires scolaires (élèves nés en 1992)

	Tous		Nés en jan. ou en déc.	
	Effet marginal (1)	Écart déc.-jan. (2)	Effet marginal (3)	Écart déc.-jan. (4)
Variable dépendante :				
Durée de scolarisation (en années)	0,0183*** (0,0005)	0,201	0,0188*** (0,0008)	0,207
Niveau de formation atteint (en années)	0,0007 (0,0004)	–	0,0009 (0,0006)	–
Probabilité d'être orienté en voie pro	0,0022*** (0,0001)	0,024	0,0015*** (0,0002)	0,016
Probabilité d'être orienté en voie GT	-0,0025*** (0,0001)	-0,027	-0,002*** (0,0002)	0,024
Probabilité d'arrêt des études après la 3 ^e	0,0002 (0,0001)	0,002	0,0003 (0,0002)	0,003
Nombre d'observations	780 112		129 712	

Lecture : Le mois de naissance a un impact positif et statistiquement significatif (à 1 %) sur la probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle : lorsque cet effet est estimé sur l'ensemble de la population des élèves nés en 1992, on obtient qu'être un mois plus jeune augmente la probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle de 0,22 points de pourcentage, ce qui correspond à un écart décembre-janvier de 2,4 points de pourcentage. **Source :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992. **Notes :** * : $p < 0,1$; ** : $p < 0,05$; *** : $p < 0,01$. Chaque ligne correspond à une régression différente. Les écart-types des coefficients estimés sont entre parenthèses.

Ces estimations confirment que naître en décembre plutôt qu'en janvier augmente d'environ 0,20 année le retard scolaire accumulé dans l'enseignement primaire et secondaire et accroît d'autant la durée des études. Le mois de naissance n'a donc pas d'effet significatif sur le niveau de formation atteint au terme de la scolarité secondaire.

De manière intéressante, les résultats du tableau 3.3 montrent que le mois de naissance influence significativement l'orientation des élèves après la classe de troisième, confirmant les résultats de l'étude de Grenet (2010). **Le mois de naissance a un impact positif et statistiquement significatif (au seuil de 1 %) sur la probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle :** chaque mois supplémentaire

augmente de 0,2 point de pourcentage la probabilité d'être orienté dans cette voie, ce qui correspond à un écart décembre-janvier de 2 points de pourcentage. **De manière symétrique, le mois de naissance réduit significativement la probabilité d'être orienté vers la voie générale et technologique** : naître en décembre plutôt qu'en janvier augmente cette probabilité de 2 à 3 points de pourcentage. Le mois de naissance n'a pas, en revanche, d'impact statistiquement significatif sur la probabilité d'arrêter ses études après la troisième.

3.5 L'impact causal du redoublement sur les trajectoires scolaires

Les résultats précédents suggèrent qu'en moyenne, le fait de redoubler n'a pas d'effet significatif sur le niveau de formation atteint au terme de la scolarité secondaire et, par conséquent, que chaque année redoublée augmente d'un an en moyenne la durée de scolarisation. L'impact du redoublement sur les trajectoires scolaires passe donc d'abord par un allongement de la durée des études. L'estimation des effets du mois de naissance sur l'orientation post-troisième suggère par ailleurs que le redoublement influence les trajectoires scolaires des élèves en augmentant leurs chances d'être orientés dans la voie professionnelle plutôt que dans la voie générale et technologique.

La quantification précise des effets du redoublement sur la durée de scolarisation, le niveau atteint dans l'enseignement secondaire et le type de formation suivie peut être obtenue en appliquant la technique économétrique des variables instrumentales. Cette méthode d'estimation fait intervenir deux étapes distinctes.

La première étape consiste à estimer, par la méthode des moindres carrés ordinaires, l'impact du mois de naissance des élèves sur le retard scolaire accumulé au cours de leur scolarité primaire et secondaire :

$$r_i = \pi_0 + \pi_1.m_i + e_i \quad (3.3)$$

où r_i désigne le nombre total d'années redoublées par l'élève i , m_i son mois de naissance et e_i est un terme d'erreur. L'estimation de cette équation par la méthode des moindres carrés ordinaires permet d'obtenir la valeur prédite de r_i , notée $\hat{r}_i$:

$$\hat{r}_i = \hat{\pi}_1.m_i \quad (3.4)$$

où $\hat{\pi}_1$ correspond à la valeur estimée du coefficient π_1 . Intuitivement, $\hat{r}_i$ peut s'interpréter comme le retard scolaire « prédit » par le mois de naissance de l'élève, c'est-à-dire la composante « exogène » du redoublement qui exclut les variations liées à d'autres caractéristiques observables ou inobservables (niveau de compétence scolaire, origine sociale, etc.).

La seconde étape consiste à estimer l'impact causal du nombre d'années redoublées sur les trajectoires scolaires en utilisant la valeur prédite $\hat{r}_i$:

$$y_i = \alpha + \beta.\hat{r}_i + \epsilon_i \quad (3.5)$$

où y_i peut désigner la durée d'études de l'élève i , le niveau atteint au terme de la scolarité secondaire, qui peut lui-même être décomposé entre le nombre d'années d'études complétées dans la voie générale et technologique et le nombre d'années complétées dans la voie professionnelle⁴ ; ϵ_i désigne le terme d'erreur de l'équation

4. On considère ici le nombre d'années complétées dans chaque voie de formation plutôt que l'orientation post-troisième afin de faciliter l'interprétation du coefficient d'intérêt de la seconde étape.

de seconde étape. Si le mois de naissance est un instrument valide pour le redoublement, l'estimation par double moindre carrés du coefficient β , noté $\hat{\beta}_{IV}$ mesure l'effet causal d'une année de redoublement sur les trajectoires scolaires. Formellement, le coefficient $\hat{\beta}_{IV}$ est égal à la quantité suivante :

$$\hat{\beta}_{IV} = \frac{\text{cov}(m_i, y_i)}{\text{cov}(m_i, r_i)} \quad (3.6)$$

Il est donc égal au ratio de la covariance entre le mois de naissance et les trajectoires scolaires sur la covariance entre le mois de naissance et le nombre d'années redoublées.

L'interprétation de ce coefficient requiert une certaine prudence, dans la mesure où en toute rigueur, il ne mesure pas l'effet *moyen* du redoublement sur les trajectoires scolaires des élèves, mais uniquement l'effet du redoublement sur la sous-population des élèves qui ont redoublé à cause de leur mois de naissance (*compliers*, en anglais), autrement dit des élèves « marginalement » redoublants. Par ailleurs, ce coefficient mesure avant tout l'impact des redoublements qui interviennent relativement tôt dans la scolarité puisque, comme on l'a souligné plus haut, le mois de naissance n'influence significativement le redoublement qu'à l'école primaire et en début de collège.

Les calculs réalisés dans la suite de ce rapport reposeront sur l'hypothèse que les effets mesurés au moyen de la méthode des variables instrumentales peuvent être extrapolés à l'ensemble des élèves et que le redoublement a le même impact sur la durée d'études qu'il intervienne en début, en milieu ou en fin de scolarité : chaque année redoublée retarde en moyenne d'un an la durée de scolarisation. Ces deux hypothèses, qui peuvent être légitimement discutées, ne sont malheureusement pas testables à partir des données mobilisées dans le cadre de cette étude.

Les résultats de l'estimation par la méthode des variables instrumentales de l'effet du nombre d'années redoublées sur les trajectoires scolaires des élèves sont présentés dans le tableau 3.4. Chaque ligne correspond à une régression différente. Les estimations menées sur l'ensemble des élèves nés en 1992 sont présentées dans la colonne 1 ; les estimations obtenues sur les seuls élèves nés en janvier ou en décembre sont présentées dans la colonne 2.

TABLEAU 3.4 – Impact causal d'une année redoublée sur la durée de scolarisation primaire et secondaire et sur le niveau de formation atteint (élèves nés en 1992)

	Tous (1)	Nés en jan. ou déc. (2)
Durée des études (en années)	1,04*** (0,02)	1,05*** (0,03)
Niveau de formation atteint (en années)	0,04 (0,02)	0,05 (0,03)
dont : voie GT	-0,38*** (0,02)	-0,26*** (0,04)
dont : voie pro	0,42*** (0,02)	0,32*** (0,04)
Nombre d'observations	780 112	129 712

Lecture : Chaque redoublement a pour effet causal d'augmenter la durée de scolarisation de 1,04 année lorsqu'on considère toute la population et de 1,05 année lorsqu'on ne considère que les élèves nés en janvier ou en décembre. **Source** : MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011. **Champ** : Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992. **Notes** : * : $p < 0,1$; ** : $p < 0,05$; *** : $p < 0,01$. Chaque ligne correspond à une régression différente. Les écart-types des coefficients estimés sont entre parenthèses.

Ces résultats confirment les éléments graphiques analysés précédemment. Chaque année redoublée augmente significativement la durée de scolarisation de 1,04 année en moyenne lorsqu'on considère l'ensemble la population (colonne 1) et de 1,05 année lorsqu'on ne considère que les élèves nés en janvier ou en décembre

(colonne 2). Si le redoublement n'a pas d'impact statistiquement significatif sur le niveau de formation atteint par les élèves au terme de leur scolarité secondaire (deuxième ligne), il influence en revanche la nature des études suivies après la troisième : chaque année redoublée réduit le niveau de formation atteint dans l'enseignement général et technologique de 0,3 à 0,4 année et augmente d'autant le niveau de formation atteint dans l'enseignement professionnel (les coefficients sont significatifs au seuil de 1 %).

L'analyse des effets du redoublement sur les trajectoires scolaires proposée dans ce chapitre s'appuie sur le **constat que le mois de naissance influence fortement la probabilité de redoubler** : les élèves nés en décembre accumulent, en moyenne, 0,20 année de retard scolaire supplémentaire par rapport aux élèves nés en janvier de la même année, la plus grande partie de cet écart se creusant au cours de la scolarité primaire et au début de la scolarité secondaire.

En rapportant l'écart de durée de scolarisation à l'écart de retard scolaire accumulé par les élèves nés en janvier et en décembre, on montre qu'il est possible d'estimer l'impact causal du redoublement sur la durée de la scolarité primaire et secondaire. **Nos estimations, qui s'appuient sur la méthode des variables instrumentales, indiquent que le fait de redoubler une classe n'a pas d'effet sur le niveau de formation éventuellement atteint. Il prolonge par conséquent d'un an la durée des études dans le premier et le second degré.** Ce résultat, qui valide l'hypothèse traditionnellement adoptée dans la littérature pour évaluer le coût du redoublement, est cependant à interpréter avec précaution, dans la mesure où l'essentiel des variations utilisées pour identifier les effets du redoublement se produisent au cours de la scolarité primaire et en début de scolarité secondaire. Il n'est donc pas possible d'affirmer avec certitude qu'une année redoublée en fin de col-

lège ou au lycée augmente d'un an la durée de scolarisation des élèves.

Nos analyses indiquent enfin que **le redoublement influence les trajectoires des élèves en augmentant leur probabilité d'être orienté dans la voie professionnelle**. Dans la mesure où la dépense moyenne par élève y est légèrement plus élevée que dans la voie professionnelle, l'évaluation du coût du redoublement doit s'efforcer de tenir compte de cet effet.

CHAPITRE 4

ÉVALUATION DU COÛT DU

REDOUBLEMENT : APPROCHE STATIQUE

Les résultats précédents constituent un préalable nécessaire au calcul du coût budgétaire du redoublement. **Pour évaluer la réduction du temps passé dans le système scolaire qui résulterait d'une suppression du redoublement *aujourd'hui*, l'approche « statique » proposée dans ce chapitre consiste à estimer l'impact du redoublement sur les trajectoires scolaires de la cohorte 1992, mais à utiliser les taux de redoublements actuels (qui sont plus faibles que ceux connus par cette cohorte).** Dans cette simulation, le redoublement des classes diplômantes (CAP, Terminale) est cependant maintenu.

L'intérêt d'une telle approche est qu'elle permet de prendre en compte non seulement l'impact du redoublement sur la *durée* des études, mais également ses effets sur la *nature* de ces études. Les résultats du chapitre précédent suggèrent en effet que le coût du redoublement est susceptible de transiter par au moins deux canaux : le surcoût induit par le financement d'une année d'études supplémentaire (l'année redoublée) et le fait que le redoublement modifie les trajectoires scolaires ultérieures des élèves, et par conséquent leur coût.

L'évaluation statique du coût du redoublement appelle un certain nombre remarques méthodologiques importantes pour l'interprétation des résultats (section 4.1). Le coût statique du redoublement est ensuite estimé en s'appuyant sur les résultats du chapitre précédent et en distinguant la contribution des différents cycles de scolarité primaire et secondaire à ce coût (section 4.2).

4.1 Remarques méthodologiques

Pour évaluer le coût du redoublement, l'approche retenue ici consiste à comparer le coût de la scolarité primaire et secondaire des élèves nés en 1992 au coût qui aurait prévalu en l'absence de redoublement, et à actualiser cette évaluation en tenant compte des taux de redoublement constatés aujourd'hui dans l'enseignement du premier et du second degré. Plusieurs considérations méthodologiques méritent ici d'être soulignées, dans la mesure où elles ont des implications importantes pour l'interprétation des résultats.

Premièrement, **le coût du redoublement pour une cohorte d'élèves au cours de la période où elle scolarisée dans le primaire puis dans le secondaire (1998-2012) ne correspond pas au coût du redoublement à un instant donné du temps**. Ceci n'est vrai que si le système éducatif est à l'état « stationnaire », ce qui signifie concrètement que les cohortes d'élèves qui le composent sont de même taille, ont les mêmes trajectoires scolaires et sont exposées aux mêmes taux de redoublement tout au long de leur scolarité. Dans la mesure où les taux de redoublements ont considérablement diminué au cours des vingt dernières années, le coût du redoublement pour la cohorte 1992 est plus élevé que le coût annuel du redoublement dans l'état actuel du système éducatif français. Pour estimer l'économie budgétaire annuelle que l'on pourrait réaliser en supprimant demain le redouble-

ment, il est nécessaire d'adopter une perspective dynamique qui s'appuie sur la projection des trajectoires scolaires des cohortes d'élèves actuelles et futures (cf. chapitre suivant).

Deuxièmement, **nous faisons ici l'hypothèse que le principal résultat du chapitre précédent, à savoir que le redoublement d'une classe a pour effet de prolonger d'un an la durée de scolarisation, peut s'appliquer à toutes les étapes de la scolarité.** Autrement dit, nous supposons que l'impact sur la durée de scolarisation des années redoublées en primaire et au collège est le même que celui des années redoublées au lycée.

Troisièmement, un des objectifs de cette étude étant de quantifier le montant des dépenses publiques qui pourraient être dégagées si le redoublement venait à être supprimé, il semble important de distinguer, dans notre analyse, le coût du redoublement des classes diplômantes (dernière année de BEP ou de CAP, classe de Terminale) de celui des classes non-diplômantes (CP, CE1, etc.). **En effet, il ne semble pas envisageable de faire l'économie du redoublement des classes diplômantes, même dans l'éventualité d'une suppression totale du redoublement car cela reviendrait à priver de diplôme les élèves qui échouent à l'examen lors de leur premier passage.**

4.2 Le coût du redoublement en primaire et au collège

Nous nous appuyons ici sur l'analyse menée dans le chapitre précédent pour estimer le coût du redoublement à l'école primaire et au collège. Dans cette perspective, nous exploitons le fait que l'écart décembre-janvier dans le retard scolaire

accumulé en primaire et au collège représente près de 95 % de l'écart constaté au terme de la scolarité secondaire. Pour estimer le surcoût budgétaire induit par le redoublement, nous comparons le coût de la scolarité des élèves nés en janvier au coût de la scolarité des élèves nés en décembre, avant de rapporter cette différence à l'écart de retard scolaire observé entre ces deux populations.

TABLEAU 4.1 – Coût moyen des années redoublées par les élèves nés en janvier et en décembre 1992

	Nombre moyen d'années redoublées (1)	Coût moyen d'une année d'études (euros) (2)	Coût moyen des années redoublées (euros) (3) = (1) × (2)	Nombre moyen d'années complétées par élève (4)	Coût moyen des années complétées (euros) (5) = (2) × (4)	Durée moyenne d'études (6) = (1) + (4)	Coût moyen des études (euros) (7) = (3) + (5)
A. Élèves nés en janvier							
Primaire	0,09	6 060	545	5,00	30 300	5,09	30 845
Collège	0,18	8 410	1 514	3,93	33 414	4,11	34 928
Lycée : voie GT	0,19	11 310	2 149	1,79	20 245	1,98	22 394
Lycée : voie pro	0,07	11 960	837	0,68	8 132	0,75	8 969
Total	0,53		5 045	11,40	92 091	11,93	97 136
B. Élèves nés en décembre							
Primaire	0,23	6 060	1 394	5,00	30 300	5,23	31 694
Collège	0,24	8 410	2 018	3,93	33 009	4,17	35 027
Lycée : voie GT	0,19	11 310	2 171	1,74	19 679	1,93	21 850
Lycée : voie pro	0,06	11 960	717	0,75	8 970	0,81	9 687
Total	0,73		6 300	11,41	91 958	12,14	98 258

Lecture : Le coût moyen par élève des années redoublées par les élèves nés en janvier 1992 au cours de leur scolarité primaire et secondaire s'élève à 4 949 euros. **Sources :** MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011 et DEPP (2014). **Champ :** Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992 et nés en janvier ou en décembre.

Le tableau 4.1 indique le coût moyen des années redoublées par les élèves nés en janvier (panel A) et par les élèves nés en décembre (panel B). Le retard scolaire moyen accumulé (en années) par étape de la scolarité est reporté dans la première colonne : par exemple, un élève né en janvier accumule en moyenne 0,18 année de redoublement au collège. Le coût moyen par élève d'une année d'études dans le cycle considéré est reporté dans la deuxième colonne¹. Les montants utilisés corres-

1. Le coût moyen par élève prend en compte la totalité des dépenses, à savoir les dépenses courantes (personnels et dépenses de fonctionnement), les dépenses en capital pour l'ensemble des activités dans les établissements publics et privés, ainsi que les dépenses de l'administration permettant l'organisation du système, à l'exclusion des formations extrascolaires et de la formation continue. Cette dépense comprend aussi les biens et services liés (transports scolaires, achat de fournitures, de manuels scolaires, de vêtements demandés par les institutions, de cours particuliers). Ces coûts sont supportés à hauteur d'environ 60 % par l'État, 28 % par les collectivités locales et 11 % par les autres financeurs (ménages, entreprises, autres organismes publics, Union européenne). Pour

pondent aux coûts enregistrés en 2012, et sont exprimés en euros de 2012 (DEPP, 2014). Le coût moyen par élève d'une année de collège s'élève par exemple à 8 410 euros. La troisième colonne reporte le coût moyen par élève du retard scolaire accumulé à chaque étape de la scolarité. Ce montant est calculé comme le produit des montants indiqués dans les deux premières colonnes du tableau : le coût moyen par élève des années redoublées au collège par les élèves nés en janvier s'élève ainsi $0,18 \times 8\,410 = 1\,514$ euros. La quatrième colonne indique le nombre moyen d'années complétées par niveau : les élèves nés en janvier 1992 ont par exemple complété 1,79 année d'études dans la voie générale et technologique du lycée. La cinquième colonne du tableau indique le coût moyen des années complétées, à chaque étape de la scolarité. Les montants indiqués correspondent au produit des colonnes 2 et 5.

Le coût moyen par élève de l'ensemble des années redoublées au cours de la scolarité primaire et secondaire est calculé au bas de la colonne 3, pour chaque panel. Ce coût est égal à la somme des coûts moyens par élève des années redoublées à chaque étape de la scolarité. Le coût total moyen des années complétées est quand à lui renseigné au bas de la colonne 4, et le coût total moyen de la scolarité au bas de la colonne 7. En moyenne, la scolarité d'un élève né en janvier coûte ainsi 97 136 euros et celle d'un élève né en décembre coûte 98 258 euros. **L'écart décembre-janvier dans le retard scolaire accumulé au cours de la scolarité primaire et secondaire (égal à 0,20 année) se traduit donc par un surcoût moyen de 1 122 euros par élève.** L'écart décembre-janvier dans le retard scolaire accumulé en primaire et au collège (0,18 année) se traduit quant à lui par un surcoût moyen de 1 010 euros par élève. On peut donc estimer qu'une année de redouble-

chaque niveau d'enseignement, la dépense moyenne par élève est égale à la somme des dépenses totales des unités de financement du compte de l'éducation, divisée par le nombre d'élèves de l'année civile n , calculé en prenant deux tiers des effectifs de l'année scolaire $n - 1/n$ et un tiers de l'année scolaire $n/n + 1$. Source : DEPP (2014).

ment en primaire et au collège coûte, en moyenne, $1\,010/0,18 = 5\,610$ euros par élève.

Les résultats du chapitre 2 indiquent que le retard scolaire moyen accumulé au primaire et au collège par les élèves nés en 1992 est de 0,35 année. On peut donc estimer le coût des années redoublées en primaire et au collège pour la cohorte des élèves nés en 1992 à $0,35 \times 5\,610 \times 780\,112 = 1,53$ milliards d'euros.

Les taux de redoublements au primaire et au collège étant aujourd'hui environ 0,7 fois plus faibles que ceux qui prévalaient pour la cohorte 1992 (DEPP, 2014), le calcul précédent permet d'estimer **le coût du redoublement pour des cohortes d'élèves aujourd'hui scolarisés dans l'enseignement primaire et secondaire à environ 1 milliard d'euros, dont environ 500 millions pour le redoublement en primaire et 600 millions d'euros pour le redoublement au collège.**

4.3 Le coût du redoublement au lycée

Nous nous intéressons à présent au coût du redoublement au lycée. Notre estimation repose sur l'hypothèse selon laquelle, tout comme pour le redoublement en primaire et au collège, chaque année redoublée au lycée prolonge la scolarité d'un an.

Le tableau 4.2 indique le coût moyen des années redoublées au lycée par les élèves de la cohorte 1992. Les montants reportés dans le panel A tiennent compte du coût des classes diplômantes (dernière année de BEP ou de CAP, classe de Terminale) alors que les montants reportés dans le panel B les excluent du calcul.

Lorsqu'on tient compte du redoublement des classes diplômantes, on estime le coût du retard scolaire moyen accumulé au lycée (0,25 année par élève) à 2 867

TABLEAU 4.2 – Coût moyen du retard scolaire accumulé au lycée par les élèves nés en 1992

	Nombre moyen d'années redoublées (1)	Coût moyen d'une année d'études (euros) (2)	Coût moyen des années redoublées (euros) (3) = (1) × (2)
A. En incluant les classes diplômantes			
Voie GT	0,19	11 310	2 149
Voie pro	0,06	11 960	718
Total	0,25		2 867
B. En excluant les classes diplômantes			
Voie GT	0,13	11 310	1 470
Voie pro	0,00	11 960	44
Total	0,13		1 514

Lecture : le coût moyen par élève d'une année dans la voie générale et technologique du lycée est de 11 310 euros en 2012. **Sources** : MENESR-DEPP, FAERE 2003 à 2011 et DEPP (2014). **Champ** : Élèves présents dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992.

euros par élève. lorsqu'on les exclut, ce coût descend à 1 514 euros par élève. Par conséquent, on peut estimer le coût du redoublement au lycée pour la cohorte 1992 à $2\,867 \times 780\,112 = 2,2$ milliards d'euros (classes diplômantes incluses) et à $1\,514 \times 780\,112 = 1,2$ milliard (hors classes diplômantes).

Les taux de redoublement des classes non-diplômantes au lycée étant aujourd'hui de l'ordre de 0,8 fois plus faibles que ceux qui prévalaient pour la cohorte 1992 (DEPP, 2013), le coût du redoublement (hors classes diplômantes) pour les cohortes récentes d'élèves peut être estimé à environ 900 millions d'euros, la quasi-totalité de ce coût étant imputable au redoublement dans la voie générale et technologique.

L'évaluation du coût total du redoublement pour la cohorte 1992 aboutit à un montant global d'environ 3,7 milliards d'euros lorsqu'on inclut le redoublement des

classes diplômantes et à environ 2,7 milliards d'euros lorsqu'on l'exclut.

Ces montants peuvent être ajustés pour estimer le coût du redoublement pour les élèves aujourd'hui scolarisés dans l'enseignement primaire et secondaire. Lorsqu'on tient compte de la diminution des taux de redoublement enregistrée au cours de la dernière décennie, **on aboutit à une estimation du coût du redoublement (hors classes diplômantes) d'environ 500 millions d'euros pour le primaire, 600 millions pour le collège et 900 millions d'euros pour le lycée, soit un total de 2 milliards d'euros.**

CHAPITRE 5

ÉVALUATION DU COÛT DU REDOUBLEMENT : APPROCHE DYNAMIQUE

Contrairement à une idée largement répandue, les économies budgétaires que l'on peut espérer en supprimant le redoublement ne se réalisent pas instantanément, mais seulement à l'issue d'une période transitoire relativement longue. En effet, à court terme, un élève de CP qui ne redouble plus ne réduit pas la dépense éducative : il coûte une année de CE1 au lieu d'une année de CP. L'économie qui résulte d'une sortie plus rapide du système scolaire ne se réalise donc qu'à la fin de chaque carrière scolaire. Seules les cohortes les plus âgées au moment de la suppression du redoublement génèreraient une économie rapide.

Ce chapitre étudie précisément la dynamique des effectifs scolaires induite par une suppression du redoublement et les économies correspondantes. Les simulations proposées dans ce chapitre reposent sur l'hypothèse que les flux d'effectifs scolaires peuvent être modélisés comme un processus de Markov (section 5.1). Trois scénarios de réforme sont ensuite analysés (section 5.2) : i) une suppression

du redoublement de la rentrée 2015 dans le premier degré uniquement ; ii) une suppression qui ne concernerait que le secondaire (hors classes diplômantes), ensuite ; iii) une suppression du redoublement dans l'ensemble du premier et du second degré (hors classes diplômantes), enfin.

5.1 Le cadre conceptuel : les chaînes de Markov

la méthodologie utilisée dans ce chapitre consiste à modéliser les trajectoires scolaires comme le résultat d'un processus de Markov. Ce cadre conceptuel a été couramment utilisé dans la littérature pour simuler l'évolution des flux de patients dans les hôpitaux (Kolesar, 1970 ; Bartolomeo et al., 2008) ou des flux d'étudiants dans les universités (Bessent et Bessent, 1980 ; Shah et Burke, 1999 ; Nicholls, 2007 ; Osagiede et Ekhsuehi, 2013). À notre connaissance, la présente étude est la première à s'appuyer sur cette technique de modélisation pour évaluer de l'effet d'une suppression du redoublement sur la dynamique des effectifs scolaires et des dépenses éducatives.

Présentation du cadre conceptuel. Nous commençons par présenter de façon très succincte et simplifiée le concept de chaîne de Markov (pour une présentation plus approfondie et formalisée, voir Lawler, 2006). Un **processus de Markov** est un processus stochastique, c'est-à-dire un modèle mathématique qui représente l'évolution dans le temps d'une variable aléatoire. Cette approche permet de modéliser les **transitions d'un état à un autre** d'une variable aléatoire. Les probabilités associées aux transitions entre les différents états sont appelées probabilités de transition. La propriété distinctive d'un processus de Markov, appelée **propriété de Markov**, est qu'il est sans mémoire : les probabilités de transition sont entièrement déterminées par l'état actuel du processus. L'état futur ne dépend pas de la totalité de la séquence des précédents états mais uniquement de l'état présent. Une **chaîne**

de Markov est une séquence d'états générée au cours du temps par un processus de Markov.

Formellement, un processus de Markov (noté X) est une séquence $X_1, X_2, X_3, \dots$, de variables aléatoires $\{X_t, t \in \mathbb{Z}^+\}$, où X_t est à valeur dans l'ensemble fini $S = \{1, \dots, N\}$. Les valeurs de X_t sont appelées **états du processus**. On note $x_t \in S$ l'état occupé par le processus à la période t . La probabilité de transition entre les états x_t et x_{t+1} s'écrit, d'après la propriété de Markov :

$$\begin{aligned} P(x_t, x_{t+1}) &= \Pr[X_{t+1} = x_{t+1} | X_0 = x_0, \dots, X_t = x_t] \\ &= \Pr[X_{t+1} = x_{t+1} | X_t = x_t] \end{aligned} \quad (5.1)$$

La séquence d'états $(x_0, \dots, x_t)$ est une chaîne de Markov générée par le processus de Markov X . Une chaîne de Markov est caractérisée par sa **matrice de transition** :

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P(1,1) & P(1,2) & \dots & P(1,N) \\ P(2,1) & P(2,2) & \dots & P(2,N) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P(N,1) & P(N,2) & \dots & P(N,N) \end{bmatrix} \quad (5.2)$$

La matrice $\mathbf{P}$ est une **matrice stochastique**, ce qui signifie qu'elle vérifie deux propriétés fondamentales :

- (1) $\forall (i, j) \in S, P(i, j) \in [0, 1]$. Cette propriété découle simplement du fait que $P(i, j)$ est une probabilité ;
- (2) $\forall i \in S, \sum_{j \in S} P(i, j) = 1$, ce qui signifie que les lignes de la matrice $\mathbf{P}$ sont des vecteurs de probabilités.

Pour conclure cette présentation formelle des chaînes de Markov, nous nous intéressons à leur **distribution**. On introduit le **vecteur de distribution initiale des états** μ_0 . Ce vecteur ligne caractérise la distribution entre les états à la période initiale (notée 0). La distribution états à la période 1, notée μ_1 , s'écrit alors :

$$\mu_1 = \mu_0 \mathbf{P} \quad (5.3)$$

De la même façon, la distribution des états à la période 2 s'écrit :

$$\mu_2 = \mu_1 \mathbf{P} = (\mu_0 \mathbf{P}) \mathbf{P} = \mu_0 \mathbf{P}^2 \quad (5.4)$$

Par récurrence, la distribution à la période t se déduit de la distribution initiale comme suit :

$$\mu_t = \mu_0 \mathbf{P}^t \quad (5.5)$$

La distribution des états à la période t est donc déterminée entièrement par la distribution initiale μ_0 et par la matrice de transition $\mathbf{P}$. À l'**état stationnaire** (ou régime permanent) du processus, quand t devient très grand et tend vers l'infini, la distribution entre les états est constante et égale à μ_∞ . L'état stationnaire est défini par la relation suivante :

$$\mu_\infty = \mu_\infty \mathbf{P} \quad (5.6)$$

Application aux parcours scolaires. Le cadre conceptuel présenté ci-dessus peut être appliqué à la modélisation des parcours scolaires de la façon suivante :

- X_t correspond à la position occupée par un élève au cours de l'année t dans le système éducatif du premier et du second degré ;
- S correspond à l'ensemble des états pouvant être occupés par les élèves, soit l'ensemble des niveaux de formation du premier degré et du second degré (CP, CE1, etc.) ainsi qu'un état dit « absorbant », qui correspond à la sortie du

système scolaire.

- $P(x_t, x_{t+1})$ correspond à la probabilité de transition entre la formation suivie à la période t et la formation suivie à la période $t + 1$. Les probabilités de transition situées sur la diagonale de $\mathbf{P}$ correspondent aux probabilités de redoubler (ou taux de redoublement) de la formation considérée entre t et $t + 1$. En l'absence de redoublement, la diagonale de la matrice $\mathbf{P}$ ne comporte donc que des zéros (à l'exception de la probabilité de transition de l'état de sortie du système éducatif vers lui-même, qui vaut toujours 1).
- Le vecteur μ_0 correspond à la distribution initiale des effectifs scolaires entre les différentes formations ; la distribution limite μ_∞ correspond à la distribution des effectifs scolaires à l'état stationnaire.

Les trajectoires scolaires, pour pouvoir être modélisés comme un processus de Markov, doivent vérifier la propriété (5.1) énoncée précédemment. Dans notre contexte, cette propriété signifie que la formation suivie à la période $t + 1$ dépend de la formation suivie à la période t et uniquement de celle-ci. Cette hypothèse ne semble pas plausible au niveau de chaque élève considéré isolément. Pour expliciter ce point, prenons l'exemple d'un élève scolarisé en classe de CM2 à la période t . À la période $t + 1$, il peut, soit redoubler la classe de CM2, soit passer en sixième. Les redoublements multiples étant rares, on peut raisonnablement supposer que la probabilité que cet élève redouble sa classe de CM2 sera plus faible s'il a précédemment redoublé au cours de sa scolarité primaire. En d'autres termes, sa formation suivie à la période $t + 1$ dépend de l'ensemble de son parcours scolaire et pas uniquement de sa formation suivie à la période t . La propriété de Markov semble cependant plus vraisemblable lorsqu'on considère les effectifs scolaires : à ce niveau agrégé, il semble raisonnable de supposer que le parcours scolaire individuel de chaque élève n'a pas d'effet sur les flux d'élèves transitant entre les différentes formations. Le niveau d'analyse pertinent n'est donc pas le niveau individuel des parcours scolaires mais le niveau agrégé des flux d'effectifs scolaires car c'est à ce niveau que la

propriété de Markov semble la plus plausible.

5.2 Les effets dynamiques de la suppression du redoublement

Munis du cadre conceptuel des chaînes de Markov, les effets dynamiques de la suppression du redoublement sur les effectifs scolaires et la dépense éducative peuvent être modélisés en comparant i) l'évolution qui serait observée si les taux de redoublements étaient maintenus à leur niveau de 201, à ii) l'évolution contre-factuelle qui serait observée si le redoublement était supprimé à partir de la rentrée 2015 pour l'ensemble des classes non-diplômantes¹. Les données utilisées pour réaliser les simulations présentées dans ce chapitre sont extraites de l'édition 2014 des *Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche* (DEPP, 2014).

5.2.1 Modélisation des transitions scolaires

Pour les besoins de la modélisation, on considère que les transitions dans le système éducatif du premier et du second degré font intervenir 18 « états scolaires » distincts : 17 niveaux de formation (CP, CE2, CM1, CM2, sixième, cinquième, quatrième, troisième, seconde GT, première GT, terminale GT, seconde pro, première pro, terminale pro, première année de CAP et deuxième année de CAP) et un état de sortie du système (sortie de l'enseignement secondaire). La matrice de transition P contient par conséquent 18 lignes et 18 colonnes. Le vecteur μ_0 indique la distri-

1. Pour cela, les taux de redoublement figurant sur la diagonale de la matrice de transition P sont fixés à zéro (hors classes diplômantes) et les autres probabilités de transition sont augmentées proportionnellement de manière à ce que leur somme par ligne soit égale à 1. Cette réallocation proportionnelle des probabilités de redoublement entre les différentes transitions possibles pour un niveau de formation donné permet de garantir que la suppression du redoublement augmente la durée moyenne des études primaires et secondaires exactement du nombre d'années redoublées, conformément aux résultats obtenus dans le chapitre 3.

bution des effectifs initiaux (période 0) par formation et est de dimension 1×18 . Ce vecteur correspond à la distribution des effectifs de l'année 2013-2014 car c'est la dernière année pour laquelle l'information est disponible. Le vecteur μ_e (également de dimension 1×18) indique le nombre d'élèves entrant pour la première fois dans le système scolaire chaque année : par souci de simplicité, nous supposons que ce vecteur est constant et ne comporte que des valeurs nulles, à l'exception du premier élément dont la valeur est égale au nombre d'élèves entrant en CP, que l'on estime à 820 500 élèves².

Les distributions des effectifs scolaires par formation à la période 1 (μ_1) et à la période 2 (μ_2) sont définies par les relations suivantes :

$$\mu_1 = \mu_0 \mathbf{P} + \mu_e \quad (5.7)$$

$$\mu_2 = \mu_0 \mathbf{P}^2 + \mu_e \mathbf{P} + \mu_e \quad (5.8)$$

Par récurrence, la distribution des effectifs scolaires à la période t s'écrit :

$$\mu_t = \mu_0 \mathbf{P}^t + \mu_e \sum_{k=0}^{t-1} \mathbf{P}^k \quad (5.9)$$

On note $\mu_t^{(s)}$ la distribution des effectifs scolaires à la période t si le redoublement était supprimé à partir de la rentrée 2015 et $\mu_t^{(r)}$ la distribution contrefactuelle des effectifs scolaires à la même période si les taux de redoublement (hors classes diplômantes) étaient maintenus à leurs niveaux de 2013. L'impact de la suppression du redoublement sur la distribution des effectifs scolaires à la période t est donc égal à $\mu_t^{(s)} - \mu_t^{(r)}$. L'état stationnaire est défini par :

$$\mu_{t+1}^{(s)} - \mu_{t+1}^{(r)} = \mu_t^{(s)} - \mu_t^{(r)} = \mu_{\infty}^{(s)} - \mu_{\infty}^{(r)} \quad (5.10)$$

2. Le nombre d'entrants en CP est estimé en retranchant aux effectifs scolarisés en CP en 2013-2014 (845 005 élèves) le nombre estimé de redoublants ($845\,005 \times 0,029 = 24\,505$ élèves).

L'économie budgétaire annuelle permise par la suppression du redoublement est, à la période t , obtenue en multipliant chaque élément du vecteur $\mu_t^{(s)} - \mu_t^{(r)}$ par le montant de la dépense moyenne par élève dans le niveau de formation correspondant (primaire, collège, voie professionnelle du lycée, voie générale et technologique du lycée) en 2013-2014. Ce calcul s'appuie sur l'hypothèse d'une élasticité de la dépense éducative aux effectifs scolaires égale à un : on suppose donc que la dépense éducative s'ajuste instantanément aux variations des effectifs. Cette hypothèse, qui paraît plausible à long terme, l'est moins à court terme : la prise en compte d'une élasticité de court terme inférieure à un aurait pour conséquence de ralentir la progression des économies budgétaires annuelles entraînées par la suppression du redoublement. Les estimations présentées ici doivent par conséquent être interprétées comme une borne supérieure pour les économies générées à court terme par cette réforme.

5.2.2 Scénarios de suppression du redoublement à la rentrée 2015

Trois scénarios de réforme sont successivement analysés : i) une suppression du redoublement en primaire à partir de la rentrée 2015 avec maintien du redoublement dans le secondaire ; ii) une suppression du redoublement dans le secondaire (hors classes diplômantes) avec maintien du redoublement dans le primaire ; et iii) une suppression du redoublement en primaire et dans le secondaire (hors classes diplômantes). Les paramètres utilisés pour simuler ces trois scénarios de réforme (matrices de transition $\mathbf{P}$, distribution initiale des effectifs scolaires μ_0 et effectifs d'entrants dans le système scolaire μ_e) sont indiqués dans l'annexe du rapport.

Scénario 1 : Suppression du redoublement dans le premier degré. Nous com-

mençons par analyser les effets dynamiques de la suppression du redoublement dans les classes de primaire à partir de la rentrée 2015, le redoublement dans le secondaire étant maintenu à son niveau de 2013 (figure 5.1).

La figure 5.1a permet de visualiser les effets dynamiques d'une telle réforme sur les effectifs scolaires par niveau d'enseignement au cours de la période 2016-2035. **Logiquement, la suppression du redoublement en primaire provoque une baisse continue des effectifs scolarisés dans le premier degré entre 2016 et 2020** : l'année qui suit la réforme, les effectifs diminuent d'environ 8 000 élèves, puis la baisse s'amplifie avant d'atteindre l'état stationnaire en 2020, année à partir de laquelle les effectifs scolarisés dans le premier degré sont inférieurs de 76 500 élèves à ceux qui auraient prévalu en cas de maintien du redoublement. **D'une manière moins immédiatement évidente, la suppression du redoublement en primaire a pour effet d'augmenter de manière transitoire les effectifs dans le secondaire, d'abord au collège (entre 2016 et 2020) puis au lycée (entre 2019 et 2024).** Ces « bosses démographiques » sont liées au fait que suppression du redoublement en primaire accélère les parcours scolaires des élèves scolarisés dans le premier degré, ce qui entraîne un afflux temporaire d'élèves au collège, puis au lycée. Cette augmentation transitoire des effectifs du second degré commence à se résorber à partir de 2020, lorsque l'état stationnaire est atteint dans le premier degré. Les effectifs du second degré retournent aux niveaux qui auraient été observés en l'absence de réforme à partir de 2024 pour le collège, et à partir de 2028 pour le lycée. Au total, les effectifs scolarisés dans le premier et le second degré demeurent constants entre 2016 et 2019. Ils ne commencent à baisser qu'à partir de 2020 et l'état stationnaire n'est atteint qu'en 2028. À partir de cette date, la suppression du redoublement en primaire se traduit par une diminution permanente des effectifs de 76.500 élèves par an, qui provient intégralement de la baisse des effectifs enregistrée dans le premier degré.

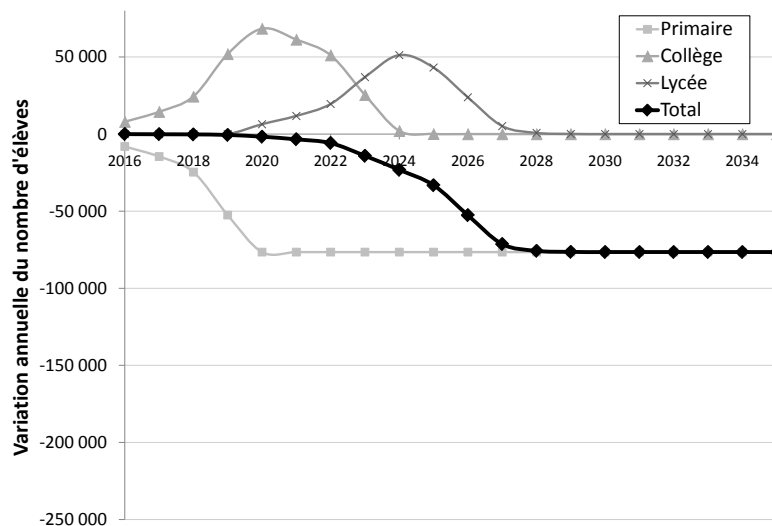
Ces effets transitoires de la suppression du redoublement dans le premier degré

sur les flux d'élèves scolarisés dans les différents cycles d'enseignement expliquent l'impact dynamique relativement complexe de cette réforme sur les dépenses éducatives (figure 5.1b). **Dans un premier temps, la suppression du redoublement en primaire entraîne une augmentation des dépenses éducatives totales. En 2016, cette hausse est de l'ordre de 20 millions d'euros et le coût annuel de la réforme augmente jusqu'en 2020, où il atteint 200 millions d'euros. Ce phénomène s'explique par le fait que la diminution des effectifs du premier degré est temporairement compensée de par une augmentation des effectifs du second degré. Or la dépense éducative par élève est plus élevée dans le second degré que dans le premier degré, si bien que la dépense éducative totale augmente de manière transitoire.** Ce surcoût lié à la réallocation transitoire des ressources éducatives entre les cycles d'enseignement se résorbe ensuite progressivement à partir de 2020. La suppression du redoublement en primaire permet de dégager un excédent budgétaire positif à partir de 2026 et l'état stationnaire est atteint en 2028. À partir de cette date, la réforme permet d'économiser environ 465 millions d'euros chaque année. **Au total, la suppression du redoublement en primaire avec maintien le redoublement dans le secondaire se traduirait par un coût budgétaire cumulé positif jusqu'en 2029. Ce n'est en effet qu'à partir de cette date que les économies budgétaires annuelles réalisées à partir de 2026 permettent de compenser les pertes subies pendant la période de transition.**

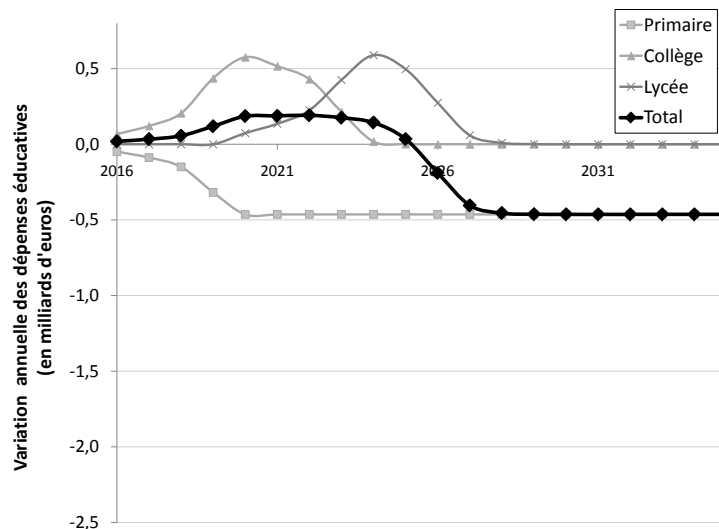
Scénario 2 : Suppression du redoublement dans le second degré. Les graphiques de la figure 5.2 permettent d'analyser les effets dynamiques d'une réforme qui consisterait à maintenir le redoublement en primaire à son niveau de 2013, mais à le supprimer dans le second degré, à l'exception des classes diplômantes du lycée (dernière année de CAP et classes de terminale). Par construction, une telle réforme n'aurait aucun impact sur les effectifs scolarisés dans le premier degré (figure 5.2a). En revanche, elle entraînerait une diminution notable des effectifs du second de-

FIGURE 5.1 – Scénario 1 : suppression du redoublement dans le premier degré à partir de la rentrée 2015

(a) Impact sur les effectifs scolaires (2016-2035)



(b) Impact budgétaire, en milliards d'euros (2016-2035)



Lecture : en 2020, une suppression du redoublement dans le primaire à partir de la rentrée 2015 se traduirait (par rapport à situation qui aurait prévalu si les taux de redoublements avaient été maintenus à leur niveau de 2013) par une diminution des effectifs du premier degré de 76 520 élèves, et par une augmentation des effectifs scolarisés dans le second degré de 68 425 élèves au collège et 6 410 au lycée, soit une diminution globale de 1 685 élèves. En 2020, la réforme permettrait d'économiser 464 millions d'euros dans le premier degré, mais entraînerait un surcoût de 575 millions d'euros au collège et 74 millions d'euros au lycée, soit un surcoût global de 185 millions d'euros.

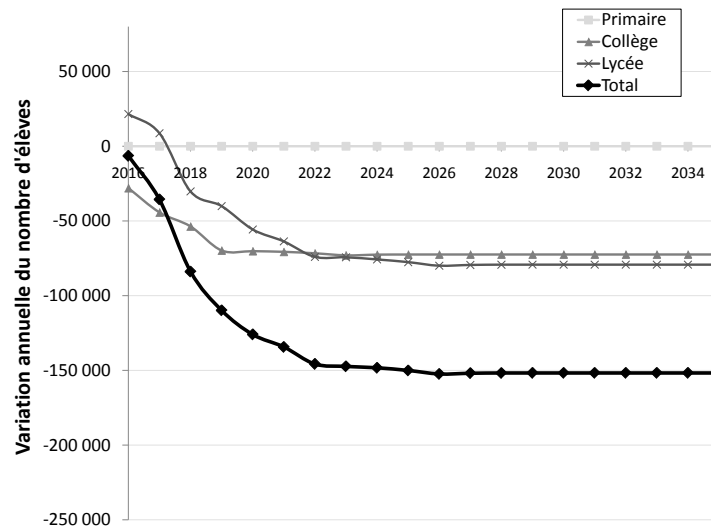
gré, dès 2016 pour le collège et à partir de 2018 pour le lycée. Le surcroît d'élèves scolarisés au lycée en 2016 et en 2017 s'explique par le fait que l'afflux transitoire d'élèves en provenance du premier cycle de l'enseignement secondaire (collège) excède temporairement le flux d'élèves quittant le second cycle (lycée), en raison notamment du maintien du redoublement des classes diplômantes du lycée. L'état stationnaire est atteint en 2024 pour le collège et en 2026 pour le lycée. Au total, à partir de 2026, la suppression du redoublement entraîne une diminution annuelle des effectifs scolaires d'environ 152 000 élèves.

Les effets dynamiques de la suppression du redoublement dans le secondaire sont présentés dans la figure 5.2b. **En 2016, la suppression du redoublement dans le secondaire entraîne un surcoût de 12 millions d'euros, qui provient de la conjonction de deux facteurs : d'une part, l'afflux transitoire de lycéens en provenance du collège et, d'autre part, le fait que la dépense moyenne par élève est plus importantes au lycée qu'au collège. Les premières économies budgétaires commencent à être réalisées en 2017 et l'état stationnaire est atteint en 2026. À partir de cette date, la suppression du redoublement dans le second degré permet d'économiser environ 1,5 milliard d'euros chaque année.**

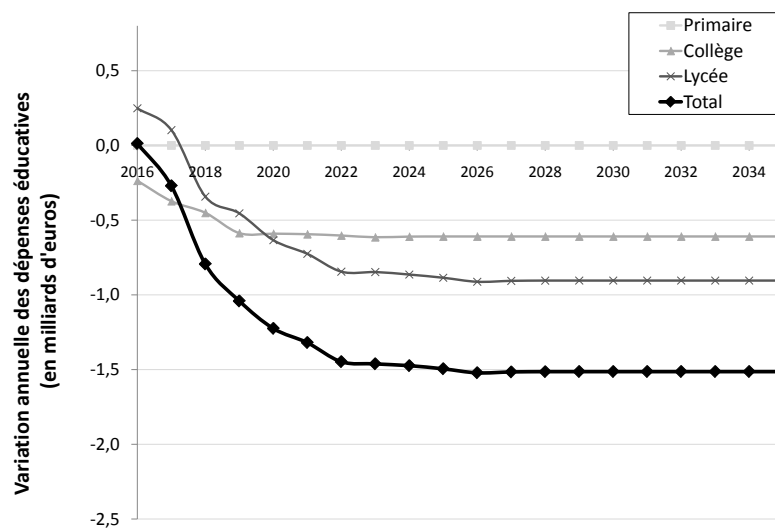
Scénario 3 : Suppression du redoublement dans le premier et le second degrés. Nous concluons cette analyse en nous intéressant aux effets dynamiques de la suppression totale du redoublement (premier et second degré, hors classes diplômantes) à partir de la rentrée 2015 (figure 5.3). Les effets dynamiques de cette réforme sur les effectifs scolaires (figure 5.3a) résultent de la combinaison des effets décrits dans les deux précédents scénarios. On observe ainsi une diminution continue des effectifs du primaire jusqu'à l'état stationnaire, atteint en 2020. À partir de cette date, la suppression du redoublement permet une réduction annuelle des effectifs du primaire d'environ 76 000 élèves. L'impact de la réforme sur les effectifs du second degré (collège et lycée) est quand à elle marquée par des « bosses

FIGURE 5.2 – Scénario 2 : suppression du redoublement dans le second degré (hors classes diplômantes) à partir de la rentrée 2015

(a) Impact sur les effectifs scolaires (2016-2035)



(b) Impact budgétaire, en milliards d'euros (2016-2035)



Lecture : voir notes de la figure 5.1.

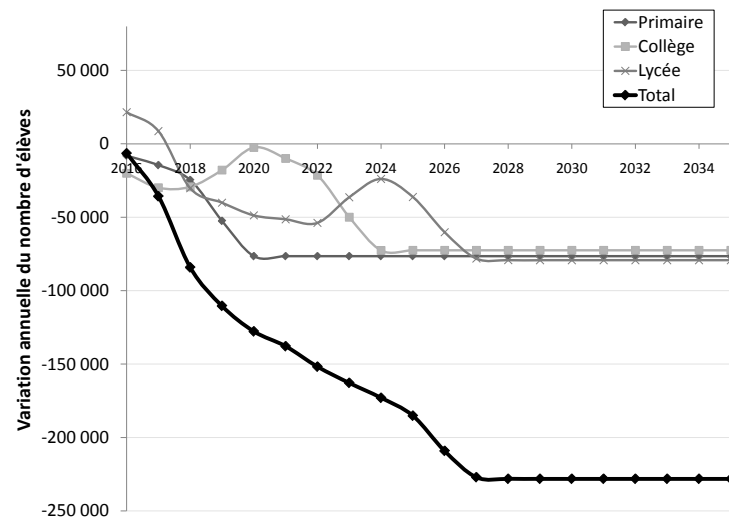
démographiques » discutées dans l'analyse du scénario 1 (suppression du redoublement dans le premier degré) et qui s'expliquent par le déplacement transitoire des effectifs du primaire vers le secondaire. L'état stationnaire est atteint à partir de 2027 : à partir de cette date, la suppression du redoublement permet une réduction annuelle des effectifs du secondaire d'environ 152 000 élèves et une réduction totale des effectifs du premier et du second degrés d'environ 208 000 élèves chaque année.

L'impact dynamique de la suppression totale du redoublement sur les dépenses éducatives est décrit dans la figure 5.3b. **En raison de l'afflux transitoire d'élèves vers des niveaux de formation plus élevés, et donc plus coûteux (afflux de collégiens en provenance des écoles élémentaires et afflux de lycéens en provenance du collège), cette réforme coûterait, la première année, près de 20 millions d'euros. Les premières économies budgétaires annuelles (237 millions d'euros) seraient réalisées à partir de 2017 et l'état stationnaire atteint en 2027. À partir de cette date, la suppression du redoublement permettrait de réaliser une économie budgétaire annuelle d'environ 2 milliards d'euros.**

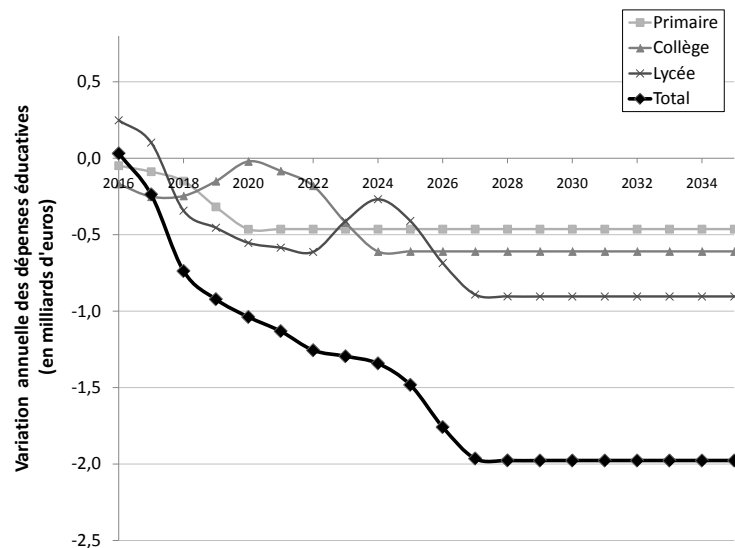
Notons que l'ensemble de cette analyse est menée sous l'hypothèse d'une élasticité de la dépense éducative aux effectifs scolaires égale à un, autrement dit en supposant qu'une diminution des effectifs d'élèves de 1 % dans un niveau de formation donné permet de réduire de 1 % la dépense éducative correspondant à ce niveau de formation. Si cette hypothèse est plausible à long terme, elle l'est moins à court terme en raison de la présence de coûts fixes (équipements scolaires, dépenses d'entretien des bâtiments, coûts liés à la réallocation des enseignants entre établissements, etc.) qui empêchent la dépense de s'ajuster instantanément aux variations des effectifs scolaires. **La prise en compte d'une élasticité inférieure à un à court terme (mais égale à un dans le long terme) affecterait le sentier de convergence vers l'état stationnaire car les dépenses éducatives s'ajusteraient**

FIGURE 5.3 – Scénario 3 : suppression du redoublement dans le premier et le second degré (hors classes diplômantes) à partir de la rentrée 2015

(a) Impact sur les effectifs scolaires (2016-2035)



(b) Impact budgétaire, en milliards d'euros (2016-2035)



Lecture : voir notes de la figure 5.1.

plus lentement aux variations des effectifs scolaires. Sous cette hypothèse, les économies réalisées au cours des premières années suivant la suppression du redoublement seraient inférieures aux estimations présentées dans ce chapitre mais les économies budgétaires de long terme demeurerait proches de celles obtenues dans les différents scénarios de réforme. Dans la mesure où les coûts fixes de la dépense éducative sont en grande partie supportées par les collectivités locales (dépenses d'équipement), on peut raisonnablement supposer que les dépenses de ces dernières s'ajusteront plus lentement que celles de l'État.

Il faut enfin attirer l'attention sur le fait que **les simulations proposées ne concernent que les dépenses d'éducation du premier et du second degré et ne prennent pas en compte le report transitoire d'une partie de cette dépense vers le budget de l'enseignement supérieur**, faute de données suffisamment précises pour caractériser les trajectoires éducatives au-delà du baccalauréat. Or, comme dans l'enseignement primaire et secondaire, la suppression du redoublement entraînerait un afflux transitoire d'élèves vers l'enseignement supérieur. La prise en compte de cette « bosse démographique » ralentirait le rythme de progression des économies budgétaires consolidées au cours de la période de transition mais n'affecterait pas leur niveau de long terme.

Au terme de cette analyse, trois principaux résultats peuvent être dégagés. Tout d'abord, le redoublement en primaire coûte environ 500 millions d'euros par an. Ensuite, le redoublement dans le secondaire, hors classes diplômantes, coûte environ 1,5 milliard d'euros par an (600 millions au collège et 900 millions au lycée, essentiellement dans la voie générale et technologique). Le coût total du redoublement est donc de 2 milliards d'euros par an. Enfin, si le redoublement venait à être supprimé à partir de la rentrée 2015, la totalité de cette économie budgétaire ne

serait réalisée qu'à partir de la rentrée 2027. Cela est dû au fait que la suppression du redoublement accélère les parcours scolaires et provoque des afflux transitoires d'élèves vers des niveaux de formation plus élevés et donc plus coûteux.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Ce rapport propose une évaluation du coût budgétaire du redoublement dans l'enseignement primaire et secondaire en France et simule les effets dynamiques de scénarios alternatifs de suppression du redoublement à partir de la rentrée 2015.

Principaux enseignements de l'étude

L'analyse longitudinale du parcours scolaire des élèves nés en 1992 et l'utilisation du mois de naissance comme source de variation exogène du redoublement permettent de mettre en évidence deux principaux résultats. D'une part, **le redoublement augmente la durée totale des études primaires et secondaires presque exactement du nombre d'années redoublées**. Autrement dit, un redoublant termine ses études avec, en moyenne, le même niveau de formation secondaire que s'il n'avait pas redoublé, si bien qu'une année de redoublement retarde d'un an sa sortie du système scolaire. **Cependant, la nature des études est modifiée par le redoublement** : celui-ci augmente de façon statistiquement significative la probabilité d'être orienté, après la troisième, dans la voie professionnelle plutôt que dans la voie générale et technologique. Ces résultats concernent essentiellement le redoublement des classes de primaire et de collège ; les estimations des effets du redoublement des classes de lycée sont plus imprécises.

Ces résultats préalables permettent de calculer le coût budgétaire du redoublement. Pour évaluer la réduction du temps passé dans le système scolaire qui

résulterait d'une suppression du redoublement *aujourd'hui*, l'approche suivie dans l'étude consiste à estimer l'impact du redoublement sur la durée des études observée pour la cohorte 1992, mais à utiliser les taux de redoublements actuels (qui sont plus faibles que ceux connus par cette cohorte). Dans cette simulation, le redoublement des classes diplômantes (deuxième année de CAP, Terminale) est cependant maintenu, dans la mesure où il ne paraît pas envisageable de priver les élèves qui échouent à un examen de la possibilité de le repasser l'année suivante. En appliquant aux années redoublées le coût par élève dans le niveau et la filière (professionnelle ou non) concernée, **on obtient un coût du redoublement en primaire et au collège d'environ 1 milliard d'euros (dont 500 millions pour le redoublement en primaire et 600 millions au collège). Le coût du redoublement au lycée est, quant à lui, estimé à environ 900 millions d'euros. Au total, le coût du redoublement (hors classes diplômantes) est estimé à 2 milliards d'euros par an.**

Enfin, le rapport montre que contrairement à une idée largement répandue, **les économies budgétaires engendrées par la suppression du redoublement ne se réalisent pas instantanément, mais seulement à l'issue d'une période transitoire relativement longue.** En effet, à court terme, un élève de CP qui ne redouble plus ne réduit pas la dépense éducative : il coûte une année de CE1 au lieu d'une année de CP. L'économie qui résulte d'une sortie plus rapide du système scolaire ne se réalise donc qu'à la fin de chaque carrière scolaire. Seules les cohortes les plus âgées au moment de la suppression du redoublement génèreraient une économie rapide. Le rapport étudie précisément la dynamique des effectifs scolaires induite par une suppression du redoublement et les économies correspondantes. Le scénario central envisagé est celui d'une suppression générale du redoublement dans le premier et le second degré (hors classes diplômantes) à partir de la rentrée 2015. Les simulations proposées permettent d'évaluer l'impact de cette réforme sur les

effectifs scolarisés chaque année dans les différents niveaux d'enseignement et sur les dépenses éducatives annuelles au cours de la période 2016-2035. Deux résultats principaux peuvent être dégagés. Le premier est que **la suppression du redoublement coûte, sa première année, près de 20 millions d'euros**. Ce coût est lié à l'afflux plus rapide à court terme des effectifs scolaires vers des niveaux de formation plus élevés et donc plus coûteux (afflux transitoire d'élèves du primaire vers le secondaire et, au sein du secondaire, afflux transitoire d'élèves du collège vers le lycée). Le deuxième résultat est que **les premières économies budgétaires (environ 240 millions d'euros par an) sont réalisées à partir de la rentrée 2017**. Les économies augmentent ensuite année après année et l'état stationnaire est atteint à la rentrée 2027. C'est seulement à partir de cette date que la suppression du redoublement permet de réaliser l'économie budgétaire annuelle d'environ 2 milliards d'euros.

Réallouer les ressources dégagées par une suppression du redoublement

L'analyse des effets dynamiques de suppression du redoublement révèle donc que si les économies budgétaires que l'on peut espérer, à terme, sont importantes (2 milliards d'euros par an), elles ne pourront être réalisées dans leur totalité qu'à l'issue d'une période de transition d'une dizaine d'années. Ce constat a des implications importantes pour le débat concernant la réaffectation possible des ressources libérées par une telle réforme. Premièrement, **les économies budgétaires permises par la suppression du redoublement ne pourront être mobilisées et réutilisées pour financer d'autres dispositifs éducatifs que de façon progressive**. Deuxièmement, cette réforme nécessiterait une gestion pluriannuelle rigoureuse du recrutement et de l'affectation des enseignants tout au long de la période de transition.

Les ressources libérées par la suppression du redoublement pourraient être réallouées vers des dispositifs alternatifs dont l'efficacité fait l'objet d'un relatif consensus au sein de la littérature économique. Parmi les multiples options envisageables, deux scénarios peuvent être assez précisément chiffrés : une réduction de la taille des classes en primaire et la mise en place de cours d'été en faveur des élèves les plus en difficulté.

Les économies budgétaires engendrées à long terme par la suppression du redoublement seraient suffisantes pour permettre, à l'issue de la phase de transition, de **réduire la taille des classes en primaire d'environ 5,4 élèves en moyenne**, ce qui ferait passer le nombre moyen d'élèves par classe de 22,9 à 17,5³. Une telle diminution permettrait, en se fondant sur les estimations de Piketty et Valdenaire (2006), d'augmenter les performances scolaires des élèves de primaire d'environ 15 % d'un écart-type⁴. Il serait également envisageable de cibler la réduction de la taille des classes sur la moitié des écoles élémentaires accueillant les élèves les moins favorisés socialement. Dans cette hypothèse, les économies budgétaires dégagées par le redoublement permettraient de réduire la taille moyenne des classes de ces écoles d'environ 10,8 élèves, ce qui conduirait, toujours d'après les estimations de Piketty et Valdenaire (2006), à une augmentation des performances scolaires des élèves fréquentant ces établissements d'environ 70 % d'un écart-type⁵.

3. Ce résultat est obtenu en résolvant l'équation d'inconnue x suivante : $x \times w(1 + 1/3) \times N = 2 \times 10^9$, où x désigne l'augmentation de la masse salariale par élève qui pourrait être financée avec 2 milliards d'euros, w le salaire moyen annuel d'un professeur des écoles et N le nombre d'élèves concernés par l'augmentation de la taille des classes. Le facteur de $1/3$ correspond à une approximation des coûts non-salariaux (entretien des salles de classe *etc.* – voir Fredriksson, Öckert et Oosterbeek, 2013).

4. Piketty et Valdenaire (2006) estiment qu'à l'école primaire, une diminution d'un élève par classe entraîne une amélioration moyenne du score des élèves de 2,5 à 3 % d'un écart-type.

5. Les estimations de Piketty et Valdenaire (2006) indiquent que l'impact d'une réduction d'un élève de la taille des classes de primaire pour les sous-échantillons d'élèves socialement défavorisés est de l'ordre de 6 à 7 % d'un écart-type.

De façon alternative, **les ressources dégagées par la suppression du redoublement pourraient être utilisées pour financer des cours d'été (*summer schools*)**.

Les écoles d'été sont des programmes intensifs proposant aux élèves en difficulté scolaire des cours pendant la période des vacances estivales afin de combler leurs lacunes. Borman et Dowling (2006) ont montré, dans le cadre d'un dispositif d'évaluation aléatoire, qu'un programme de cours d'été mis en place dans la ville de Baltimore et comportant sept semaines de cours intensifs pendant trois étés consécutifs (pour un total de 54 000 heures de cours pour 2 100 élèves, soit un ratio global de 25,7 heures par élève), avait permis aux élèves participants d'améliorer leurs performances d'environ 40 % d'un écart-type. On peut calculer que la suppression du redoublement permettrait de financer chaque année un programme de ce type pour les 25 % des élèves les plus en difficulté à l'école élémentaire et au collège⁶.

6. Ce résultat est obtenu comme la somme du coût estimé du programme dans chaque niveau d'enseignement. Dans le premier degré, le coût du programme est calculé comme $h \times N_p \times w_p (1 + 1/3)$, où N_p correspond au nombre d'élèves concernés (un quart des effectifs du primaire, soit 1 million élèves environ), w_p au coût d'une heure supplémentaire d'un professeur des écoles (soit 24,28 euros) et h au ratio global d'heures par élèves du programme évalué par Borman et Dowling (2006) (25,7 heures). Le coût des écoles d'été en primaire est donc estimé à 830 millions d'euros. Au collège, le coût du programme est calculé comme $h \times N_s \times w_s (1 + 1/3)$, où N_s correspond au nombre d'élèves concernés (un quart des effectifs du premier cycle du second degré, soit 800 000 élèves environ) et w_s au coût d'une heure supplémentaire effective (HSE) d'un enseignant certifié de classe normale (soit 36,88 euros). Le coût des écoles d'été au collège est donc estimé à 1 milliard d'euros environ. On aboutit donc à un coût global d'environ 1,8 milliard d'euros, soit un montant comparable à l'économie budgétaires dégagée à long terme par la suppression du redoublement.

ANNEXE : PARAMÈTRES UTILISÉS POUR SIMULER LES EFFETS DYNAMIQUES DE LA SUPPRESSION DU REDOUBLEMENT

TABEAU A1 – Matrice de transition P utilisant les taux de redoublement observés en 2013.

	CP	CE1	CE2	CM1	CM2	6e	5e	4e	3e	2GT	1GT	TGT	CAP1	CAP2	2PRO	1PRO	TPRO	Sortie
CP	0,029	0,971	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE1	0	0,032	0,968	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE2	0	0	0,012	0,988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CM1	0	0	0	0,008	0,992	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CM2	0	0	0	0	0,010	0,99	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6e	0	0	0	0	0	0,022	0,969	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,009
5e	0	0	0	0	0	0	0,012	0	0,975	0	0	0	0	0	0	0	0	0,013
4e	0	0	0	0	0	0	0	0,019	0,964	0	0	0	0	0	0	0	0	0,017
3e	0	0	0	0	0	0	0	0	0,035	0,626	0	0	0,044	0	0,206	0	0	0,089
2GT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,079	0,860	0	0	0	0	0,036	0	0,025
1GT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,047	0,932	0	0	0	0	0,003	0,018
TGT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,058	0	0	0	0	0	0,942
CAP1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,039	0,763	0	0	0	0,198
CAP2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,051	0	0,214	0	0,735
2PRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,042	0,831	0	0,127
1PRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,018	0,873	0,109
TPRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,062	0,938
Sortie	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1,000

Sources : Calculs des auteurs à partir des données de l'édition 2014 des *Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche* (DEPP, 201). Les probabilités de transition correspondent aux transitions observées entre les années scolaires 2012-2013 et 2013-2014. **Lecture** : Un élève scolarisé en classe de quatrième en 2012-2013 a une probabilité a) de redoubler égale à 1,9 % ; b) de passer en classe de cinquième de 96,4 % ; c) de sortir du système scolaire de 1,7 %.

TABLEAU A2 – Matrice de transition P utilisée pour la simulations du scénario 1 (suppression du redoublement en primaire)

	CP	CE1	CE2	CM1	CM2	6e	5e	4e	3e	2GT	1GT	TGT	CAP1	CAP2	2PRO	1PRO	TPRO	Sortie
CP	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE2	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CM1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CM2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6e	0	0	0	0	0	0,022	0,969	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,009
5e	0	0	0	0	0	0	0,012	0	0,975	0	0	0	0	0	0	0	0	0,013
4e	0	0	0	0	0	0	0	0,019	0,964	0	0	0	0	0	0	0	0	0,017
3e	0	0	0	0	0	0	0	0	0,035	0,626	0	0	0,044	0	0,206	0	0	0,089
2GT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,079	0,860	0	0	0	0	0,036	0	0,025
1GT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,047	0,932	0	0	0	0	0	0,003	0,018
TGT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,058	0	0	0	0	0	0	0,942
CAP1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,039	0,763	0	0	0	0	0,198
CAP2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,051	0	0,214	0	0	0,735
2PRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,042	0,831	0	0	0,127
1PRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,018	0,873	0	0,109
TPRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,062	0,938	0
Sortie	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1,000

Source : Voir notes du tableau A1. Les probabilités de redoublement en primaire sont fixées à zéro et les probabilités de passage dans la classe supérieure sont fixées à 1. **Lecture** : Dans le scénario 1, un élève scolarisé en classe de CP a une probabilité de 100 % de passer en CE1.

TABLEAU A3 – Matrice de transition P utilisée pour simuler le scénario 2 (suppression du redoublement dans le secondaire, hors classes diplômantes)

	CP	CE1	CE2	CM1	CM2	6e	5e	4e	3e	2GT	1GT	TGT	CAP1	CAP2	2PRO	1PRO	TPRO	Sortie
CP	0,029	0,971	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE1	0	0,032	0,968	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE2	0	0	0,012	0,988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CM1	0	0	0	0,008	0,992	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CM2	0	0	0	0	0,010	0,99	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6e	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5e	0	0	0	0	0	0	0	0,987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,013
4e	0	0	0	0	0	0	0	0	0,983	0	0	0	0	0	0	0	0	0,017
3e	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,65	0	0	0,046	0	0,21	0	0	0,092
2GT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,934	0	0	0	0	0,04	0	0,027
1GT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,978	0	0	0	0	0,003	0,019
TGT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,058	0	0	0	0	0	0,942
CAP1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,794	0	0	0	0,206
CAP2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,051	0	0,214	0	0,735
2PRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,867	0	0,133
1PRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,889	0,111
TPRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,062	0,938
Sortie	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1

Source : Voir notes du tableau A1. Les probabilités de redoublement dans le secondaire sont fixées à zéro (hors classes diplômantes) et les autres probabilités de transition sont augmentées proportionnellement de manière à ce que leur somme par ligne soit égale à 1. **Lecture** : Dans le scénario 2, un élève scolarisé en classe de quatrième a une probabilité a) de redoubler égale à zéro ; b) de passer en classe de cinquième de 98,3 % ; c) de sortir du système scolaire de 1,7 %.

TABLEAU A4 – Matrice de transition P utilisée pour simuler le scénario 3 (suppression totale du redoublement, hors classes diplômantes)

	CP	CE1	CE2	CM1	CM2	6e	5e	4e	3e	2GT	1GT	TGT	CAP1	CAP2	2PRO	1PRO	TPRO	Sortie
CP	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE2	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CM1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CM2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6e	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5e	0	0	0	0	0	0	0	0,987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,013
4e	0	0	0	0	0	0	0	0	0,983	0	0	0	0	0	0	0	0	0,017
3e	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,65	0	0	0,046	0	0,21	0	0	0,092
2GT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,934	0	0	0	0	0,04	0	0,027
1GT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,978	0	0	0	0	0,003	0,019
TGT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,058	0	0	0	0	0	0,942
CAP1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,794	0	0	0	0,206
CAP2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,051	0	0,214	0	0,735
2PRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,867	0	0,133
1PRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,889	0,111
TPRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,062	0,938
Sortie	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1

Source : Voir notes du tableau A1. Les probabilités de redoublement en primaire sont fixées à zéro et les probabilités de passage dans la classe supérieure sont fixées à 1. Les probabilités de redoublement dans le secondaire sont fixées à zéro (hors classes diplômantes) et les autres probabilités de transition sont augmentées proportionnellement de manière à ce que leur somme par ligne soit égale à 1. **Lecture** : Dans le scénario 3, un élève scolarisé en classe de quatrième a une probabilité a) de redoubler égale à zéro ; b) de passer en classe de cinquième de 98,3 % ; c) de sortir du système scolaire de 1,7 %.

TABLEAU A5 – Distribution des effectifs scolaires initiaux, par niveau de formation (vecteur μ_0)

	CP	CE1	CE2	CM1	CM2	6e	5e	4e	3e	2GT	1GT	TGT	CAP1	CAP2	2PRO	1PRO	TPRO	Sortie
Effectifs	845 005	855 746	822 034	806 431	803 388	807 069	806 670	808 969	785 408	530 299	473 661	466 601	67 381	53 101	186 093	156 589	173 671	-

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'édition 2014 des *Repères et références statistiques sur les enseignements, la formation et la recherche* (DEPP, 2014). Les effectifs indiqués dans ce tableau correspondent à ceux de l'année 2013-2014.

Lecture : En 2013-2014, 845 005 élèves étaient scolarisés en classe de CP.

TABLEAU A6 – Effectifs d'élèves entrants, par niveau de formation (vecteur μ_e)

	CP	CE1	CE2	CM1	CM2	6e	5e	4e	3e	2GT	1GT	TGT	CAP1	CAP2	2PRO	1PRO	TPRO	Sortie
Effectifs	820 500	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-

Notes : Le nombre d'entrants en CP est estimé en retranchant aux effectifs scolarisés en CP en 2013-2014 (845 005 élèves) le nombre estimé de redoublants ($845\,005 \times 0,029 = 24\,505$ élèves).

RÉFÉRENCES

Allison, P. (2000). *Missing data*. Thousand Oaks, CA : Sage.

Angrist J. et Krueger A. (1991). « Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106(4), p. 979-1014.

Angrist, J. et Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics : An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.

Bartolomeo, N., Trerotoli, P., Moretti, A. et Serio, G. (2008). « A Markov Model to Evaluate Hospital Readmission », *BMC Medical Research Methodology*, vol. 8, p. 23-26.

Bessent, E. et Bessent, A. (1980). « Student Flow in a University Department : Results of a Markov Analysis », *Interfaces*, vol. 10(2), p. 52-59.

Borman, G. et Dowling, N. (2006). « The Longitudinal Achievement Effects of Multi-Year Summer School : Evidence from the Teach Baltimore Randomized Field Trial », *Educational Evaluation and Policy Analysis*, vol. 28, p. 25-48.

Brodaty, T., Gary-Bobo, R., et Prieto, A. (2010). « Does Speed Signal Ability? The Impact of Grade Retention on Wages », Document de travail du CREST.

Caille, J.-P. (2004). « Le redoublement à l'école élémentaire et dans l'enseignement secondaire : évolution des redoublements et parcours scolaires des redoublants au cours des années 1990-2000 », *Éducation et Formations*, n° 69, p. 79-88.

Caille, J.-P. (2005). « Le vécu des phases d'orientation en fin de troisième et de

seconde », *Éducation et Formations*, n° 72, p. 77-99.

Caille, J.-P. (2014). « Les transformations des trajectoires au collège : des parcours plus homogènes mais encore très liés au passé scolaire et à l'origine sociale », *Éducation et Formations*, n° 85, p. 5-30

Cayouette-Remblière, J. et de Saint Pol, T. (2013). « Le sinueux chemin vers le baccalauréat : entre redoublement, réorientation et décrochage scolaire », *Économie et Statistique*, vol. 459(1), p. 59-88.

Cnesco (2014). *Le redoublement, une aide à la réussite scolaire ?*, Conseil national d'évaluation du système scolaire, décembre.

Cohen, J. et Cohen, P. (1985). *Applied Multiple Regression and Correlation Analysis for the Behavioral Sciences (2nd edition)*, Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum Associates.

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

DEPP (2001). *Repères et références statistiques sur l'enseignement, la formation et la recherche – Édition 2001*, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, ministère de l'Éducation nationale.

DEPP (2012). *Repères et références statistiques sur l'enseignement, la formation et la recherche – Édition 2012*, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, ministère de l'Éducation nationale.

DEPP (2013). *Repères et références statistiques sur l'enseignement, la formation et la recherche – Édition 2013*, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, ministère de l'Éducation nationale.

DEPP (2014). *Repères et références statistiques sur l'enseignement, la formation et la recherche – Édition 2014*, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, ministère de l'Éducation nationale.

- Dumora, B. et Lannegrand-Willems, L. (1999).** « Le processus de rationalisation en psychologie de l'orientation », *L'orientation scolaire et professionnelle*, vol. 28(1), p. 3-29.
- Fredriksson, P., Öckert, B. et Oosterbeek, H. (2013).** « Long-Term Effects of Class Size », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 128(1), p. 249-285.
- Gary-Bobo R., Gousse M. et Robin, J.-M. (2014).** « Grade Retention and Unobserved Heterogeneity », Document de travail du CREST.
- Goux, D. et Maurin, E. (2008).** « Preschool Enrolment, Mothers' Participation in the Labour Market, and Children's Subsequent Outcomes », Document de travail, École d'Économie de Paris.
- Grenet, J. (2008).** « Le mois de naissance influence-t-il les trajectoires scolaires et professionnelles ? Une évaluation sur données françaises », Document de travail, École d'Économie de Paris.
- Grenet, J. (2010).** « La date de naissance influence-t-elle les trajectoires scolaires et professionnelles ? », *La Revue Économique*, vol. 61(3), p. 589-598.
- Eide, E. et Goldhaber, D. (2005).** « Grade Retention : What are the Costs and Benefits ? », *Journal of Education Finance*, vol. 31(2), p. 195-214.
- Harris, A., Evans, W. et Schwab, R. (2001).** « Education Spending in an Aging America », *Journal of Public Economics*, vol. 81(3), p. 449-472.
- Holmes, C. et Matthews, K. (1984).** « The Effects of Nonpromotion on Elementary and Junior High School Pupils : A Meta-Analysis », *Review of Educational Research*, vol. 54(2), p. 225-236.
- Ladd, H. et Murray, S (2001).** « Intergenerational Conflict Reconsidered : County Demographic Structure and the Demand for Public Education », *Economics of Education Review*, vol. 20(4), p. 343-357.

Lawler, G. (2006). *Introduction to Stochastic Processes*, CRC Press.

Jacob, B. et Lefgren, L. (2004). « Remedial Education and Student Achievement : A Regression-Discontinuity Analysis », *Review of Economics and Statistics*, vol. 86(1), p. 226-244.

Jacob, B., et Lefgren, L. (2009). « The Effect of Grade Retention on High School Completion », *American Economic Journal : Applied Economics*, vol. 1(3), p. 33-58.

Osagiede, A. et Ekhoesuehi, V. (2013). « The Use of Markov Models in Modelling Students' Flows in a Multi-echelon Educational System », *International Journal of Operational Research*, vol. 17(2), p. 170-182.

Kempkes, G. (2010). « Rapid Demographic Change and the Allocation of Public Education Resources : Evidence from East Germany », Discussion Paper Series 1 : Economic Studies, Deutsche Bundesbank.

Kolesar, P. (1970). « A Markovian Model for Hospital Admission Scheduling », *Management Science*, vol. 16(6), p. B-384-B-396.

Manacorda, M. (2012), « The Cost of Grade Retention », *Review of Economics and Statistics*, vol. 94(2), p. 596-606.

Mattenet, J.-P. et Sorbes, X. (2014). « Forte baisse du redoublement : un impact positif sur la réussite des élèves », *Note d'information*, n° 36, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, ministère de l'Éducation nationale.

Miconnet, N. (2012). « Caractéristiques des élèves redoublants et influence du redoublement sur les parcours au lycée général et technologique », *Éducation et Formations*, n° 82, p. 39-49.

Murat, F. (2009). « Le retard scolaire en fonction du milieu parental : l'influence des compétences des parents », *Économie et Statistique*, vol. 424(1), p. 103-124.

Nicholls, M. (2007). « Assessing the Progress and the Underlying Nature of the Flows of Doctoral and Master Degree Candidates using Absorbing Markov Chains »,

Higher Education, vol. 53(6), p. 769-790.

OCDE (2013). *PISA 2012 Results : What Makes Schools Successful ? Resources, Policies and Practices*, Volume IV, OCDE Publishing.

Paul, J.-J. et Troncin T. (2004). *Les apports de la recherche sur l'impact du redoublement comme moyen de traiter les difficultés scolaires au cours de la scolarité obligatoire*, Rapport 14, Haut conseil de l'évaluation de l'école, décembre.

Piketty, T. et Valdenaire M. (2006). *L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles, collèges et lycées français : estimations à partir du panel primaire 1997 et du panel secondaire 1995*, rapport pour le ministère de l'Éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche, Direction de l'évaluation et de la prospective.

Pirus, C. (2013). « Le déroulement de la procédure d'orientation en fin de troisième reste marqué par de fortes disparités scolaires et sociales », *Note d'information*, n° 13/24, Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, ministère de l'Éducation nationale.

Staiger, D. et Stock, J. (1997). « Instrumental Variables Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, vol. 65(3), p. 557-586.

Shah, C. et Burke, G. (1999). « An Undergraduate Student Flow Model : Australian Higher Education », *Higher Education*, vol. 37(4), p. 359-375.

Shepard, L. et Smith, M. (1989). *Flunking Grades : Research and Policies on Retention*, The Falmer Press, Londres.

Xia, C. et Glennie, E. (2005). *Cost-Benefit Analysis of Grade Retention*, Durham, NC : Center for Child and Family Policy, Duke University.

LISTE DES TABLEAUX

1.1	Caractéristiques observables moyennes des élèves nés en 1992 en fonction du statut d'observation de leurs notes au DNB	31
2.1	Retard scolaire moyen accumulé par les élèves nés en 1992 à chaque étape de la scolarité	38
2.2	Comparaison des caractéristiques individuelles des élèves redoublants et non-redoublants (cohorte 1992)	40
3.1	Estimation par moindres carrés ordinaires des effets du redoublement sur les trajectoires scolaires, par cycle de formation (élèves nés en 1992)	57
3.2	Impact du mois de naissance sur le nombre d'années redoublées, à chaque étape de la scolarité (élèves nés en 1992)	67
3.3	Effet marginal du mois de naissance sur les trajectoires scolaires (élèves nés en 1992)	75
3.4	Impact causal d'une année redoublée sur la durée de scolarisation primaire et secondaire et sur le niveau de formation atteint (élèves nés en 1992)	79
4.1	Coût moyen des années redoublées par les élèves nés en janvier et en décembre 1992	86

4.2	Coût moyen du retard scolaire accumulé au lycée par les élèves nés en 1992	89
A1	Matrice de transition P utilisant les taux de redoublement observés en 2013.	115
A2	Matrice de transition P utilisée pour la simulations du scénario 1 (suppression du redoublement en primaire)	116
A3	Matrice de transition P utilisée pour simuler le scénario 2 (suppression du redoublement dans le secondaire, hors classes diplômantes)	116
A4	Matrice de transition P utilisée pour simuler le scénario 3 (suppression totale du redoublement, hors classes diplômantes)	117
A5	Distribution des effectifs scolaires initiaux, par niveau de formation (vecteur μ_0)	117
A6	Effectifs d'élèves entrants, par niveau de formation (vecteur μ_e) . . .	117

LISTE DES FIGURES

1.1	Proportion d'élèves observés à chaque âge dans le panel de suivi de la cohorte née en 1992	30
2.1	Retard scolaire accumulé par les élèves nés en 1992 au cours de leur scolarité primaire et secondaire	34
2.2	Évolution des taux de redoublement dans plusieurs niveaux clés (1990-2013)	35
2.3	Évolution du retard scolaire moyen accumulé par les élève nés en 1992 au cours de leur scolarité primaire et secondaire	36
2.4	Évolution du retard scolaire moyen accumulé par les élèves nés en 1992, par cycle d'enseignement	37
2.5	Distribution de la moyenne aux épreuves écrites du DNB des élèves nés en 1992 en fonction de leur retard scolaire accumulé	41
2.6	Distribution du nombre d'années complétées dans l'enseignement primaire et secondaire par les élèves nés en 1992	43
2.7	Devenir des élèves nés en 1992 après la classe de troisième	44
2.8	Distribution de la durée moyenne de scolarisation des élèves nés en 1992 dans l'enseignement primaire et secondaire	45
2.9	Évolution de la durée moyenne de scolarisation des élèves nés en 1992 dans l'enseignement primaire et secondaire, par cycle d'enseignement)	46

2.10	Nombre d'années d'études complétées en fonction du nombre d'années redoublées (élèves nés en 1992)	47
2.11	Devenir après la troisième en fonction du retard scolaire accumulé (élèves nés en 1992)	49
2.12	Durée d'études moyenne en fonction du nombre d'années redoublées des élèves nés en 1992	49
3.1	Retard scolaire accumulé par les élèves nés en 1992 au terme de leur scolarité secondaire, en fonction de leur mois de naissance	63
3.2	Retard scolaire accumulé par les élèves nés en janvier et en décembre 1992, en fonction de leur âge	65
3.3	Écart décembre - janvier dans le retard scolaire accumulé par les élèves nés en 1992, en fonction de leur âge	65
3.4	Durée moyenne de la scolarité primaire et secondaire en fonction du mois de naissance (élèves nés en 1992)	69
3.5	Durée moyenne de scolarisation primaire et secondaire des élèves nés en janvier et en décembre 1992, en fonction de leur âge	71
3.6	Écart décembre-janvier dans la durée moyenne de scolarisation des élèves nés en 1992, en fonction de leur âge	71
3.7	Niveau moyen de formation (en années) atteint en fonction du mois de naissance (élèves nés en 1992)	72
3.8	Niveau de formation atteint (en années) par les élèves nés en janvier et en décembre 1992, en fonction de leur âge	73
3.9	Écart décembre-janvier dans le niveau de formation atteint (en années) par les élèves nés en janvier et décembre 1992, en fonction de leur âge	73
5.1	Scénario 1 : suppression du redoublement dans le premier degré à partir de la rentrée 2015	101

5.2	Scénario 2 : suppression du redoublement dans le second degré (hors classes diplômantes) à partir de la rentrée 2015	103
5.3	Scénario 3 : suppression du redoublement dans le premier et le second degré (hors classes diplômantes) à partir de la rentrée 2015	105



L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Economie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

PSE-Ecole d'économie de Paris regroupe plus de 120 chercheurs, 200 doctorants et 300 étudiants, et constitue un pôle français en science économique de renommée mondiale. PSE a pour objectif premier de fédérer, animer et assurer le rayonnement de ses chercheurs, tout en proposant des formations généralistes et spécialisées à la pointe de la discipline, du M1 au doctorat. La fondation vise également à tisser des liens pérennes entre les différents univers « consommateurs » de savoirs économiques : les acteurs académiques, institutionnels et privés. www.parisschoolofeconomics.eu



Le CREST est le centre de recherche du GENES (Groupe des Ecoles Nationales d'Economie et Statistiques) qui est devenu le 1^{er} janvier 2011 un établissement public à caractère scientifique, culturel et professionnel (EPSCP), sous la tutelle technique de l'INSEE (ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie). Le GENES regroupe quatre établissements : le CREST, le CEPE, l'ENSAE et l'ENSAI. Il a vocation à conduire des travaux de recherche, des missions d'étude ou d'expertise et des actions de diffusion. Il est en outre habilité à développer des dispositifs d'accès aux données, notamment de la statistique publique. www.crest.fr

