

Éducation formations



Varia

n° 107
Décembre 2024

**Éducation
formations**



Cette revue est co-éditée par :

le ministère de l'Éducation nationale

Direction de l'évaluation,
de la prospective
et de la performance
61-65, rue Dutot
75 732 Paris Cedex 15

**le ministère de l'Enseignement supérieur
et de la Recherche**

Sous-direction des systèmes d'information
et des études statistiques
1, rue Descartes
75231 Paris Cedex 05

Directrices de la publication

Magda Tomasini (directrice de l'évaluation,
de la prospective et de la performance,
service statistique ministériel de l'éducation)
Pierrette Schuhl (sous-directrice des systèmes
d'information et études statistiques,
service statistique ministériel de l'enseignement
supérieur et de la recherche)

Rédactrice en chef

Caroline Simonis-Sueur (DEPP)

Cheffe de projet éditorial

Aurélie Bernardi (DEPP-DVE)

Conception et réalisation graphique

Anthony Fruchart (DEPP-DVE)

Impression

Paragon Transaction

ISSN 0294-0868 / e-ISSN 1777-5558

ISBN 978-2-11-172551-5 / e-ISBN 978-2-11-172552-2

Dépôt légal : décembre 2024

Rôle du comité scientifique

Le comité scientifique de la revue *Éducation & formations* est composé de personnalités scientifiques internationales. Il en définit la ligne éditoriale. Il en décide la programmation. Il en définit les thèmes et adopte le cas échéant les appels à contribution. Il est le garant de la qualité des articles scientifiques publiés, et donc de la revue. En effet, il participe, avec la rédaction en chef, au choix des relecteurs. Enfin, il décide de la publication, ou non, de chaque article sur la base des rapports d'expertise qui lui sont transmis et des retours des auteurs.

Les articles publiés dans la revue *Éducation & formations* sont soumis à l'expertise conjointe d'un comité scientifique et d'un comité de lecture indépendants. Les opinions et interprétations exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et pas les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* la DEPP et le SIES.



Comité scientifique

Président

Jean-Richard Cytermann Inspecteur général honoraire

Les directrices de publication (Magda Tomasini et Pierrette Schuhl) et la rédactrice en chef (Caroline Simonis-Sueur) sont membres du comité scientifique.

Membres

Pascal Bressoux Professeur des universités, université Grenoble Alpes

Philippe Cordazzo Professeur de démographie, université de Strasbourg, UMR 7363 SAGE

Jérôme Deauvieu Professeur des universités à l'École normale supérieure, Centre Maurice Halbwachs, UMR 8097 CNRS/ENS/EHESS

Marc Demeuse Professeur, faculté de Psychologie et des Sciences de l'Éducation, université de Mons (Belgique)

Hugues Draelants Professeur, Groupe interdisciplinaire de Recherche sur la Socialisation, l'Éducation et la Formation, UCLouvain (Belgique)

Géraldine Farges Enseignante-chercheuse en sciences de l'éducation et de la formation, université de Bourgogne, IREDU

Barbara Fouquet-Chauprade Enseignante-chercheuse, université de Genève, GGAPÉ

Leïla Frouillou Enseignante-chercheuse en sociologie, université Paris Nanterre, UMR CRESPPA-GTM

Manon Garrouste Enseignante-chercheuse en économie, université de Lille, LEM UMR 9221

Julien Grenet Directeur de recherche CNRS, professeur associé à l'École d'économie de Paris, directeur adjoint de l'Institut des politiques publiques

Mathieu Ichou Chercheur à l'Institut national d'études démographiques

Hélène Insel Rectrice de l'académie de Grenoble

Philippe Lemistre Chercheur Céreq au CERTOP, université Toulouse Jean-Jaurès et CNRS

Olivier Monso Expert à la direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance ; Sciences Po - CRIS et LIEPP

Fabrice Murat Expert à la direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance

Marco Oberti Professeur des universités en sociologie, Sciences Po - Centre de Recherche sur les Inégalités Sociales (Sciences Po – CNRS)

Saeed Paivandi Professeur des universités, LISEC, université de Lorraine

Olivier Rey Inspecteur général de l'éducation, du sport et de la recherche

Augustin Vicard Directeur de l'Institut national de la jeunesse et de l'éducation populaire, service statistique ministériel de la Jeunesse et des sports



Comité de lecture

Le comité de lecture regroupe l'ensemble des chercheurs et des experts, nationaux et internationaux, sollicités par la rédaction en chef pour évaluer les articles scientifiques soumis à la revue. Ce comité n'a pas vocation à se réunir. Chaque chercheur, ou expert, est choisi spécifiquement pour ses compétences et connaissances au regard des caractéristiques de l'article à évaluer.

Il est attendu de ces chercheurs et experts une lecture critique et intègre des articles qui leur sont confiés, dans une procédure d'évaluation en double aveugle. Ces relecteurs doivent veiller à la qualité scientifique des contributions soumises, en particulier en vérifiant la pertinence des choix méthodologiques et la qualité de leur mise en œuvre par les auteurs, ainsi que la nouveauté des résultats et encore la qualité de la démonstration.

Les personnalités ci-dessous ont expertisé les articles soumis à la rédaction en chef de la revue Éducation & formations, durant la période 2021-2022. Les affiliations institutionnelles indiquées sont les leurs au moment de la réalisation des expertises.

Myriam Baron Université Paris Est Créteil, Lab'Urba

Luc Behaghel PSE-École d'économie de Paris

Pierre-Yves Bernard Nantes Université, CREN

Liliane Bonnal Université de Poitiers, LEP

Amélie Briffaux Université de Lorraine, Délégation à l'aide au pilotage et à la qualité

Guillemette Buisson DEPP-A5

Dominique Casanova Chambre de commerce et d'industrie de Paris

Pauline Charoussat PSE-École d'économie de Paris

Olivier Cosnefroy DJEPVA-INJEP, Mission Expérimentation et évaluation des politiques publiques

Marie-Paule Couto Université Paris 8, Cresppa

Carole Daverne-Bailly Université de Rouen Normandie, CIRNEF

Romain Delès Université de Bordeaux, Centre Emile Durkheim

Amélie Duguet Université Bourgogne, IREDU

Valérie Erlich Université de Nice-Sophia Antipolis, URMIS

Christine Fontanini Université de Lorraine, LISEC

Lucie Forté-Gallois Université Paul Sabatier Toulouse, CRESCO

Sébastien Georges France Éducation international, département évaluation et certifications

Marine Guillermin DEPP-B3

Estelle Herbaut Université Bourgogne, IREDU

Magali Jaoul-Grammare Université de Strasbourg, BETA-CNRS

Laurent Lardy Université Grenoble Alpes, LaRAC

Marielle Le Mener Université Bourgogne, IREDU

James Masy Université Rennes 2, CREAD

Alice Olivier Université de Lille, Inspé

Noémie Olympio Aix-Marseille Université, LEST

Michaël Sicsic Université Paris 2 Panthéon-Assas, CRED

Léa Toulemon Institut des Politiques Publiques

Louis-André Vallet Sorbonne Université, GEMASS

Sommaire

n° 107, décembre 2024

Varia

7

Apprentissages hétérogènes : comment les élèves progressent au collège ?

Une étude psychométrique de l'évolution des compétences des élèves

Marie-Camille Delarue, Laure Heidmann, Gaël Raffy

35

Les filles réussissent-elles mieux que les garçons leur première année d'études supérieures ?

Marianne Guille, Ali Skalli

69

L'insertion professionnelle des jeunes

Influence du parcours scolaire et des compétences générales

Fabrice Murat

91

Les parcours de reconversion professionnelle vers les métiers enseignants

Pascaline Feuillet

Apprentissages hétérogènes : comment les élèves progressent au collège ?

Une étude psychométrique de l'évolution des compétences des élèves

Marie-Camille Delarue

ENS-PSL École normale supérieure de Paris, IMJ-PRG

Laure Heidmann*

Gaël Raffy

DEPP, bureau des études statistiques et psychométriques sur les évaluations des élèves

* Lors de la rédaction de cet article.

Mots clés progression, collège, psychométrie, compétences, inégalités scolaires, panel.

Keywords progression, middle school, psychometrics, skills, school inequalities, panel.

Citer Delarue, M.-C., Heidmann, L., Raffy, G. (2024). Apprentissages hétérogènes : comment les élèves progressent au collège ? Une étude psychométrique de l'évolution des compétences des élèves. *Éducation & formations*, 107, 7-34. <https://doi.org/10.48464/ef-107-01>

Date de soumission de l'article : 22/12/2023

Date d'acceptation de l'article : 20/06/2024

Correspondance gael.raffy@education.gouv.fr

Rappel Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et pas les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori la DEPP et le SIES.

Résumé

Grâce aux données collectées auprès de 15 000 élèves suivis du CP à la troisième, cet article étudie l'évolution des apprentissages en français et en mathématiques au collège. Tout d'abord, nous utilisons des méthodes psychométriques pour estimer les compétences des élèves sur une échelle commune entre les différents niveaux scolaires, nous permettant ainsi de mesurer leur progression. Ensuite, nous étudions les facteurs influençant cette progression avec un modèle de croissance. Nous montrons que les élèves progressent plus rapidement en mathématiques qu'en français, avec une augmentation moyenne de score de 0,34 écart-type par an en mathématiques et de 0,16 en français. Au-delà de ces tendances moyennes, nous illustrons l'hétérogénéité des trajectoires. Nous observons que les filles connaissent de plus forts gains de compétence que les garçons au collège, aussi bien en français qu'en mathématiques. Nos résultats mettent également en évidence une aggravation des inégalités scolaires au collège, avec une progression plus marquée dans les milieux favorisés, et également dans les établissements privés.

Abstract

Heterogeneous learning: how students progress at school?

A psychometric study of students' academic gains

Using data collected from 15,000 students surveyed from first grade to ninth, this article examines students' progress in middle school. First, we use psychometric methods to estimate students' skills on a common scale across grade levels, and thus measure their progression. We then study the factors involved in progression using a multilevel model. We show that students progress at a faster rate in mathematics than in French, with a mean score increase of 0.34 standard deviation per year in mathematics and 0.16 in French. Beyond these average trends, we illustrate the heterogeneity of trajectories. We observe that girls progress faster than boys in middle school, widening the gap in French while almost catching up with boys in mathematics. Lastly, our results highlight a worsening of educational inequalities at middle school, with a more marked progression in advantaged backgrounds, and also in private schools.

Les résultats de PISA 2022 pour les élèves de 15 ans réitèrent le même constat : la France se positionne parmi les pays les plus inégalitaires selon l'environnement social des élèves en compréhension de l'écrit et en culture mathématiques (Bernigole *et al.*, 2023 ; Bret *et al.*, 2023). Pourquoi et comment en est-on arrivé à cette situation ? À la fin des années 1980, Duru-Bellat et Mingat estimaient que le collège produisait dans ses deux premières années plus d'inégalités sociales de résultats que toute la scolarité antérieure (Duru-Bellat & Mingat, 1993). L'hétérogénéité des parcours qui en résultent fait de ces années scolaires à la fois un défi et un terrain d'analyse. Que se passe-t-il tout au long du collège pour conduire à de telles disparités socio-économiques de résultats chez ces élèves de 15 ans ? Saisir l'évolution de leurs apprentissages afin de comprendre où se forment ces écarts représente un véritable enjeu éducatif. Et la mesure des progressions (plurielles) devient essentielle pour analyser les disparités dans l'acquisition des compétences au collège et identifier les principaux facteurs qui les influencent. Dès lors, une fois ces différences de parcours au collège mises en lumière, comment les expliquer ? Dans quelle mesure sont-elles imputables à l'origine sociale des élèves, aux dynamiques internes propres aux établissements scolaires, ou bien aux inégalités scolaires antérieures ? Le rôle du milieu social est souvent mis en cause, sous l'angle de la reproduction sociale, mais comment le collège endigue ou au contraire aggrave ce phénomène ? Toutefois, ce même collège accueille des élèves de niveau très inégal. Dans la mesure où les acquis scolaires sont cumulatifs, ces inégalités initiales (observées à l'école primaire) pourraient être la source de celles observées au collège.

Pour appréhender les mécanismes sous-jacents à ces disparités d'apprentissage, la mesure de la progression des élèves revêt de multiples intérêts. Tout d'abord, connaître le gain de compétence lié à une année scolaire permet de mieux comprendre les écarts entre niveaux : un bon élève de sixième est-il meilleur qu'un élève moyen de quatrième ? Cela permet également d'identifier les années où les élèves réalisent les plus grandes avancées dans leurs apprentissages. Aussi, mesurer l'hétérogénéité des compétences dans le temps offre une meilleure compréhension des différences de compétences entre les élèves. En effet, il sera alors possible d'interpréter les écarts de niveau entre élèves en matière d'avance ou de retard en mois ou année d'apprentissage. De plus, ces mesures ouvrent une perspective de comparaison internationale, en mettant en regard le rythme de progression des collégiens en France avec celui de leurs homologues d'autres pays. Enfin, ces indicateurs de progression établis en conditions d'apprentissages normales pourront le cas échéant servir de référence pour interpréter les résultats d'interventions éducatives ou les conséquences d'une conjoncture particulière. Plus spécifiquement, ils pourront permettre de quantifier l'ampleur des effets d'une expérimentation en convertissant les gains du dispositif étudié en termes de mois ou de semaines d'apprentissage.

Pour aborder ces différentes problématiques, cet article repose sur une enquête menée par la DEPP auprès de 15 000 élèves, suivis depuis septembre 2011 de leur entrée en CP jusqu'à la fin du collège. Lors de cette enquête, des données d'une grande richesse ont été collectées pour décrire les trajectoires de ces élèves : en plus du suivi des progrès avec chaque année des tests en français et en mathématiques, des questionnaires ont été adressés aux familles des élèves pour enrichir l'analyse en décrivant leur environnement quotidien.

La première contribution de notre étude est de mesurer la progression des élèves tout au long du collège. Pour y parvenir, un suivi longitudinal a été mis en place pour évaluer les élèves à différents moments de leur scolarité. L'un des défis majeurs est d'assurer

la comparabilité des résultats au fil du temps. Grâce aux modèles de la théorie de réponse à l'item, nous estimons les compétences des élèves à différents niveaux scolaires sur une échelle commune. Cette approche nous permet de mesurer les progrès réalisés d'une année à l'autre et de comparer les compétences des élèves à différents moments de leur scolarité. Au-delà de la progression moyenne, il existe une grande hétérogénéité dans les apprentissages des élèves. Notre deuxième contribution est d'intégrer des informations recueillies sur les élèves et leur environnement familial, afin de mesurer comment certains facteurs affectent les performances des élèves au cours du temps, en isolant chaque effet. Cette analyse repose sur des modèles de croissance, offrant une mesure précise des éléments qui façonnent les parcours scolaires.

Notre article est structuré en plusieurs parties. Tout d'abord, une revue de la littérature situe le contexte de recherche dans lequel notre étude s'inscrit. Ensuite, la première partie présente les données et la méthode utilisées pour estimer les scores des élèves. La deuxième partie analyse les progrès des élèves et examine les types de trajectoires empruntées par les élèves tout au long du collège. Puis, la troisième partie identifie les influences de différents facteurs sur leurs apprentissages. Enfin, la dernière partie récapitule l'ensemble des résultats et conclut. Un document de travail, accolé à cet article, le complète en fournissant davantage d'informations sur la méthodologie employée et les données recueillies (Delarue et al., 2024).

Littérature

Notre étude se place dans la continuité de plusieurs travaux de recherche consacrés à l'évolution des apprentissages, afin d'actualiser les résultats et de les compléter grâce à l'opportunité offerte par la richesse des données collectées dans le cadre de ce suivi de panel.

De nombreuses études utilisent des tests standardisés pour mesurer le niveau des élèves, indépendamment des contextes spécifiques de chaque école et des pratiques de notation. Par exemple, dans une étude réalisée par Duru-Bellat et Mingat (1988), les progrès des élèves au collège ont été évalués en comparant leurs résultats aux évaluations de référence en CM2 avec des tests administrés en classe de cinquième, spécialement conçus pour les besoins de l'étude. Plus récemment, Cayouette-Remblière et Moulin (2019) se sont appuyés sur des évaluations diagnostiques en sixième et les notes obtenues aux épreuves du diplôme national du brevet (DNB) pour mesurer les progrès des élèves. Cependant, ces deux études se concentrent sur l'évolution relative du niveau des élèves, car il n'est pas possible de mesurer réellement les progressions en l'absence d'un référentiel commun entre les deux points de mesure. De plus, l'utilisation de deux modalités d'évaluation différentes peut introduire un biais lors de l'analyse des progressions relatives selon certains facteurs. Dans un article sur les parcours des filles et des garçons de l'école au supérieur, Chabanon et Jouvenceau (2022) montrent, en confrontant les écarts filles-garçons selon plusieurs modalités d'évaluation, que le diagnostic est sensible à ces modalités. Schématiquement, plus l'évaluation est de forme « scolaire » et interne à la classe, et donc s'éloigne d'une évaluation standardisée, plus les filles ont un avantage. Elles ont plutôt une meilleure réussite d'après les notes au contrôle continu du DNB que d'après les notes à l'examen terminal, et une meilleure réussite au DNB que lorsqu'on mobilise des évaluations standardisées.

Par conséquent, une analyse des progressions des élèves à partir des évaluations de sixième et les notes au brevet risque de conclure à tort que les filles progressent plus que les garçons au collège, simplement parce que les modalités d'évaluation à la deuxième date (DNB) leur sont plus favorables qu'à la première.

Une mesure de la progression des élèves au collège a été réalisée par Grisay (1997) en français et en mathématiques. Pour obtenir des estimations des compétences comparables dans le temps, l'auteur se place dans le cadre des modèles de réponses à l'item à un paramètre (Rasch, 1980). Néanmoins, l'auteur souligne des problèmes qui ont limité la précision des résultats, notamment au moment de la conception des tests qui manquent d'items communs d'une année à l'autre pour assurer la comparabilité, ainsi que l'attrition élevée au cours de l'enquête (36 %) qui concerne particulièrement les élèves en difficulté. Une étude plus récente évalue la progression des élèves au collège, construite autour de multiples compétences, comme les connaissances lexicales et la lecture silencieuse, à partir des données du panel de collégiens initié par la DEPP en 2007 (Ben Ali & Vourc'h, 2015). Les auteurs étudient le rôle de certains facteurs sociaux et familiaux sur la progression des élèves. Cependant, ils disposent de seulement deux points de mesure, un test en sixième et un autre en troisième.

Notre étude s'inscrit dans la lignée de ces travaux, et bénéficie d'une collecte de données inédite. Tout d'abord, les élèves ont été évalués à cinq reprises, de la fin du CM2 jusqu'à la classe de troisième, en français et en mathématiques, ce qui permet d'obtenir une estimation précise de leur progression tout au long du collège. Des tests standardisés ont été spécialement conçus en respectant le cadre des méthodes psychométriques afin de garantir la robustesse et la comparabilité des résultats entre les différents niveaux scolaires. De plus, notre étude intègre les informations recueillies à partir de questionnaires adressés aux parents des élèves, ce qui enrichit considérablement le dispositif de recherche. Ces informations nous permettent de mieux comprendre les trajectoires individuelles des élèves et d'expliquer les facteurs qui peuvent influencer leurs progrès scolaires.

Enfin, notre article s'inscrit dans un contexte de recherche internationale qui vise à quantifier les gains d'apprentissage réalisés au cours d'une année scolaire. Plusieurs travaux de l'OCDE se sont intéressés à cette progression, en particulier chez les élèves de 15 ans dans le cadre du programme PISA. Leurs études les plus récentes, réalisées par Francesco Avvisati et Pauline Givord (2021, 2023), mobilisent une méthodologie fondamentalement différente avec des données en coupe et non longitudinales : PISA ne suit pas les élèves à travers le temps. Dès lors, la progression est mesurée en comparant les scores à PISA d'élèves de niveaux scolaires consécutifs selon deux approches. Dans un cas, les auteurs utilisent les réglementations d'âge d'entrée à l'école qui font que selon son mois de naissance, un élève interrogé à PISA sera en général plus ou moins avancé dans son parcours scolaire; dans un autre cas, les auteurs considèrent uniquement des pays qui ont changé leur mois d'interrogation dans PISA entre deux dates d'enquête. Ces deux sources exogènes entraînant un écart d'une année d'étude permettent l'estimation de l'effet d'une année scolaire par la méthode des doubles différences.

D'autres approches s'intéressant aux progressions des élèves ont été développées aux États-Unis mais cette fois-ci, avec l'objectif d'établir des repères empiriques pour mesurer la taille de l'effet d'interventions éducatives sur les résultats scolaires. Les travaux

de Bloom, en particulier, quantifie dans cette optique les progrès réalisés par les élèves lors d'une année « normale » (Bloom et al., 2008). Leur méthodologie s'appuie sur plusieurs tests nationaux standardisés avec des scores mis à l'échelle pouvant être comparés d'un niveau à l'autre, se rapprochant plus de nos travaux. Leurs résultats pourront ainsi servir de point de comparaison.

Données et estimation des compétences

Données

La scolarité de 15 188 élèves a été suivie pendant dix ans, depuis leur entrée en classe de CP en 2011, jusqu'au début du lycée. En plus d'évaluer les compétences chaque année, ce panel a pour ambition de croiser la progression des élèves avec des informations très riches sur leur environnement familial.

Évaluations de français et de mathématiques

Le premier objectif de l'étude est de mesurer le niveau des élèves chaque année afin d'évaluer leur progression. Pour cela, les élèves ont passé un test en français et un en mathématiques à chaque fin d'année scolaire à partir du CM2. Les mêmes évaluations ont été proposées avec un an de décalage aux élèves qui ont redoublé une fois (désignés par la suite comme redoublants). Au printemps 2020, les évaluations de troisième, ainsi que celles de quatrième pour les élèves redoublants, ont été annulées en raison de la crise sanitaire. Pour pallier cet imprévu, le panel a été apparié avec les tests de positionnement de début de seconde, passés par l'ensemble des élèves entrant au lycée. Le **tableau 1** présente le nombre d'élèves évalués à chaque niveau scolaire. Dans cet article, le champ d'étude sera restreint aux élèves qui ont passé au moins trois évaluations sur les cinq, c'est-à-dire à 12 904 élèves sur les 15 188 suivis en CP. Des pondérations permettent d'assurer la représentativité nationale de ces 12 904 élèves, avec le détail de la méthode dans le document de travail (Delarue et al., 2024, partie I.A.3.). Le **tableau 2** présente la répartition des élèves de ce champ selon différentes variables caractéristiques.

■ **TABLEAU 1** Nombre d'élèves évalués chaque année

Classe	Année scolaire (élèves « à l'heure ») ¹	Effectif	
		Total	Redoublant
CM2	2015-2016	13 957	988
Sixième	2016-2017	12 449	882
Cinquième	2017-2018	11 203	967
Quatrième	2018-2019	11 078	Annulé
Troisième	2019-2020	Annulé	Annulé
Seconde	2020-2021	11 220	782

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

1. L'année scolaire des élèves redoublants est à lire avec un décalage d'une année. Ainsi, les redoublants de seconde ont passé l'épreuve lors de l'année 2021-2022.

Lecture : au total, 13 957 élèves ont passé l'évaluation du panel en CM2 dont 988 élèves redoublants.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011.

Source : DEPP, panel 2011.

■ **TABLEAU 2** Répartition des élèves de notre champ

Variable	Modalités	Effectifs et proportions bruts		Proportions pondérées
Sexe	Fille	6 474	50,2 %	49,3 %
	Garçon	6 430	49,8 %	50,7 %
Secteur de scolarisation en sixième ¹	Privé sous contrat	2 710	21,0 %	21,7 %
	Public hors EP	8 084	62,6 %	64,5 %
	REP	1 407	10,9 %	10,8 %
	REP+	703	5,4 %	3,0 %
Diplôme des parents	Sans diplôme ou brevet	1 313	10,2 %	9,7 %
	CAP ou BEP	2 208	17,1 %	17,2 %
	Baccalauréat	2 605	20,2 %	20,5 %
	Licence	2 716	21,0 %	21,4 %
	Master ou plus	3 142	24,3 %	24,3 %
	Non renseigné	920	7,1 %	7,0 %

Education & formations n° 107, DEPP, SIES

1. Le secteur du collège où sont scolarisés les élèves en sixième est utilisé dans l'ensemble de nos analyses.

Seuls 4 % environ des élèves de notre échantillon ont changé de secteur entre la sixième et la quatrième.

Lecture : notre échantillon d'analyse comprend 6 474 filles, représentant 50,2 % de notre population totale et 49,3 % de notre population après pondération.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.

Source : DEPP, panel 2011.

Les tests de français et de mathématiques évaluent plusieurs domaines de compétence. En français, des exercices de grammaire, d'orthographe, de compréhension écrite et de compréhension orale sont proposés. En mathématiques, les exercices portent notamment sur des compétences en nombres et calcul, en géométrie, en grandeurs et mesures, et en gestion de données.

Environnement familial

Les familles des élèves du panel 2011 ont été interrogées deux fois, à quatre ans d'intervalle en 2012 et 2016. L'objectif est d'obtenir des informations sur l'environnement familial des élèves, à travers un grand nombre de questions portant notamment sur les ressources économiques des familles (les revenus et professions des parents, les conditions matérielles, etc.), ainsi que sur leurs habitudes culturelles (les activités extra-scolaires, le nombre de livres au domicile, etc.).

Afin de synthétiser la richesse des informations collectées dans ces questionnaires, des indices agrégés ont été construits selon certains axes d'intérêt. L'analyse des correspondances multiples (ACM) a d'abord permis de dégager des grandes dimensions du questionnaire, puis de construire des indices résumant les sous-ensembles de questions. Nous avons construit trois indices à partir du questionnaire. Leurs ACM, ainsi que le choix des variables utilisées sont explicités dans le document de travail (Delarue et al., 2024, partie I.A.2)¹.

1. La construction de ces indices repose sur la méthodologie mise en place par l'OCDE dans le cadre de PISA 2015 pour calculer un indice du statut économique social et culturel (ESCS), autour d'une analyse en composante principale (OECD, 2020).

Le premier indice décrit l'environnement social, économique et culturel de la famille de l'élève. Il regroupe les variables suivantes : la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) de la personne de référence du ménage, le plus haut diplôme de chacun des deux parents, le nombre de livres chez soi, le niveau de vie du ménage (calculé à partir du revenu par foyer et de la situation familiale), la pratique d'activités culturelles (bibliothèque, cinéma, cirque, théâtre, exposition), la fréquence de visionnage de la télévision et l'origine étrangère ou non d'au moins un des parents.

Le deuxième indice définit les stratégies mises en œuvre par les parents en vue de créer un cadre favorable à la réussite scolaire de leur enfant. Il englobe des activités culturelles (inscription à la bibliothèque, cours de langues, de musique ou de danse), la dérogation à la carte scolaire (entendue ici comme le fait de ne pas inscrire son enfant dans l'école la plus proche du domicile) et la pratique d'activités entre parents et enfants, telles que le sport, les travaux manuels ou les jeux de société. Également, une question sur l'ambition des parents pour la scolarité de leur enfant illustre leur volonté de mettre en place des pratiques propices à la réussite scolaire.

Le dernier indice capture l'implication personnelle des parents dans la scolarité de leur enfant et repose sur deux variables : l'aide aux devoirs apportée par différents membres de la famille et la rencontre des enseignants à l'initiative des parents.

Mesure des compétences des élèves

Afin de pouvoir comparer les compétences des élèves entre eux, mais aussi les compétences des élèves entre les différents moments de la scolarité, il est essentiel de calculer des scores sur une échelle commune. Les méthodes d'analyses psychométriques s'appuient sur des fondements théoriques permettant de garantir cette comparabilité temporelle entre les tests (Rocher, 2013). L'étude se place donc dans le cadre des modèles de réponses à l'item : les compétences des élèves sont mises en regard avec les difficultés des exercices, appelés *items*. Grâce aux items communs entre les tests de différents niveaux, il est possible de comparer les résultats des élèves aux différentes épreuves.

Aussi, deux expérimentations ont été mises en place à la rentrée 2022 pour créer un « pont » entre des évaluations qui n'avaient pas d'items communs. D'une part, 987 élèves de quatrième ont passé les tests de mathématiques de cinquième et de quatrième. D'autre part, respectivement 650 et 575 élèves de seconde ont passé les tests de quatrième de français et de mathématiques, afin de pouvoir les comparer avec les tests de positionnement de seconde.

Les analyses psychométriques sont menées séparément sur chaque discipline, le français et les mathématiques. Nous présentons ici une brève description de ces analyses, mais elles sont à retrouver en détail dans le document de travail (Delarue et al., 2024, partie I.B.).

Comparabilité dans le temps

Pour permettre la comparaison des résultats entre les tests, certains items, appelés items d'ancrage, sont repris à l'identique d'une année sur l'autre. L'évolution de la réussite des élèves à ces questions permet de mesurer leur progression. Toutefois, il est possible qu'un

item d’ancrage capture mal l’évolution du niveau entre deux années, c’est-à-dire que l’évolution de sa difficulté entre deux années ne correspond pas à l’évolution globale du niveau des élèves. Un tel item présente ce qu’on appelle un fonctionnement différentiel. Il s’agit alors de les repérer pour les retirer de l’ancrage.

Les items en fonctionnement différentiel sont détectés en comparant leurs difficultés entre deux niveaux scolaires consécutifs. La méthodologie utilisée repose sur l’*equating mean-mean* (Loyd & Hoover, 1980). Si l’évolution de sa difficulté s’éloigne trop de la tendance des évolutions des autres items, l’item est retiré de l’ancrage : il est considéré comme un item différent entre les deux niveaux.

Les **tableaux 3 et 4** présentent le nombre d’items d’ancrage entre deux niveaux scolaires, après avoir supprimé les items mesurant mal la compétence visée, calculée à l’aide des *r-biserial points* (DeMars, 2018). La dernière colonne indique le nombre de fonctionnements différentiels d’item (FDI).

■ **TABLEAU 3** Nombre d’items en français

Classe	Items	Items supprimés	Items d’ancrage (après suppression)	Items en FDI
CM2	199	3	-	-
Sixième	88	4	28	13
Cinquième	67	8	28	0
Quatrième	55	2	10	0
Quatrième – seconde	124	8	49	5
Seconde	121	14	30	2

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : le test de français de sixième comporte 88 items, dont 4 ont été retirés des analyses à cause d’une valeur de *r-bis* trop faible. Parmi les 84 items restants, 28 sont des items communs avec le test de CM2 pour constituer l’ancrage entre les deux tests ; 13 items parmi ces 28 sont en fonctionnement différentiel et donc sont retirés de l’ancrage, mais pas des analyses.

Champ : panel d’élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011.

Source : DEPP, panel 2011.

■ **TABLEAU 4** Nombre d’items en mathématiques

Classe	Items	Items supprimés	Items d’ancrage (après suppression)	Items en FDI
CM2	49	1	-	-
Sixième	95	6	32	13
Cinquième	46	0	26	1
Cinquième – quatrième	53	3	26	1
Quatrième	26	1	12	5
Quatrième – seconde	90	10	15	4
Seconde	115	21	58	11

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : le test de mathématiques de quatrième comporte 26 items, dont 1 a été retiré des analyses à cause d’une valeur de *r-bis* trop faible. Parmi les 25 items restants, 12 sont des items communs avec le test de l’expérimentation pour faire le pont entre cinquième et quatrième pour constituer l’ancrage ; 5 items parmi ces 12 sont en fonctionnement différentiel et donc sont retirés de l’ancrage, mais pas des analyses.

Champ : panel d’élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011.

Source : DEPP, panel 2011.

Estimation des scores des élèves

L'objectif est de calculer les scores des élèves, du CM2 à la seconde, sur une échelle commune, en français d'une part et en mathématiques d'autre part. D'abord, les paramètres des items, au nombre de deux dans le modèle de Birnbaum choisi pour cette étude (Birnbaum, 1968), sont estimés par le calcul du maximum de vraisemblance marginale (Bock & Aitkin, 1981). Pour construire une échelle commune, les estimations sont faites sur tous les tests conjointement, d'après la méthode de calibration concurrente (Lee & Lee, 2018). Les items d'ancrage permettent de créer des ponts entre les niveaux et de placer toutes les difficultés sur la même échelle. Ensuite, les scores des élèves sont calculés grâce à l'algorithme d'estimation de la vraisemblance pondérée (Warm, 1989).

En pratique, en français comme en mathématiques, nous n'avons pas réalisé ces estimations sur tous les niveaux conjointement, en raison, notamment, d'un manque d'items d'ancrage entre certains niveaux. En français, l'estimation a été réalisée en deux temps : d'abord sur les tests du CM2 à la quatrième, puis sur ceux de quatrième et de début de seconde, où les passations effectuées dans le cadre de l'expérimentation de 2022 ont servi à faire la jonction entre ces deux niveaux. Les scores ont ensuite été re-calibrés pour faire concorder les nouvelles estimations de la quatrième avec celles obtenues sur l'échelle de CM2. En mathématiques, en plus de ces deux temps, une échelle intermédiaire supplémentaire a été estimée entre la cinquième et la quatrième, en ajoutant les données de l'autre expérimentation de 2022.

Il est important de souligner que contrairement aux autres évaluations, les tests de seconde ont été passés en début d'année scolaire. Dans cette étude, nous considérons qu'ils mesurent le niveau des élèves en fin de troisième, ce qui implique que les élèves gardent les mêmes compétences entre la fin d'année et le début d'année scolaire suivante. Or, certaines études suggèrent que les compétences scolaires des élèves diminuent pendant les vacances. Et cette baisse est plus prononcée chez les élèves de catégories sociales défavorisées, entraînant alors une accentuation des écarts de performance (Andrieux et al., 2002). Le niveau des élèves à la fin du collège est alors potentiellement sous-estimé, en particulier pour les élèves défavorisés, à cause des deux mois de vacances d'été.

Ajustements apportés aux résultats

Plusieurs évolutions du contenu de l'évaluation et du protocole de collecte entre les différents niveaux du panel ont eu un impact sur les résultats obtenus. Tout d'abord, les modalités de passations ont changé à l'entrée au collège : en CM2, les élèves répondent aux questions à l'écrit sur un cahier, alors qu'au collège ils passent les tests sur ordinateur, ce qui ajoute une difficulté supplémentaire puisque les élèves sont moins habitués à travailler sur support numérique. Une étude menée à la DEPP sur une évaluation Cedre (Cycle des évaluations disciplinaires réalisées sur échantillon) compare les résultats à un test de mathématiques passé alternativement sur cahier et sur ordinateur par des élèves de troisième, et conclut à un « effet papier » de 0,2 écart-type de score en plus pour les tests passés sur cahier (Dos Santos et al., 2023). De plus, les auteurs constatent que cet effet est globalement homogène pour l'ensemble des élèves, même s'ils notent que les performances des filles sont très légèrement moins diminuées sur ordinateur. Cet effet se retrouve également en français. Pirls, une étude internationale qui évalue tous les cinq ans le niveau de compréhension de l'écrit des élèves de CM1, a réalisé en 2021 une étude dite de « bridge », visant à faire passer certains items aux deux formats, numérique ou

papier (Yin et al., 2023). Si les auteurs n'ont pas quantifié d'effet en matière d'écart-type de score (soulignant leur but de relier les données numériques à l'échelle de Pirls et non pas de considérer des indicateurs de différence de mode), cette étude a pu donner des tendances significatives. Les pourcentages moyens de réponses correctes sont supérieurs d'environ 6 % en moyenne sur papier. Par conséquent, nous retranchons un effet papier de 0,2 écart-type aux scores de CM2, aussi bien en français qu'en mathématiques, pour rendre comparables les scores malgré le changement de modalité de passation. Le choix de retrancher le même écart-type de 0,2 en français permet d'obtenir une progression entre le CM2 et la sixième cohérente avec celles entre les autres niveaux scolaires. À noter que cette correction intervient après l'estimation par calibration concurrente et n'affecte donc pas le calcul des progressions entre les autres niveaux.

Ensuite, les compétences évaluées en français en quatrième diffèrent sensiblement des autres niveaux puisqu'il n'y a pas d'exercices de grammaire ni d'orthographe dans ce test. Ces différences dans le contenu des épreuves ne perturbent pas l'estimation de la moyenne des scores, et donc l'évolution moyenne du niveau, mais conduisent à surestimer artificiellement l'évolution de la variance en quatrième. Pour y remédier, nous réduisons l'écart-type des scores de quatrième à sa valeur lorsque l'analyse est effectuée sur des évaluations au contenu strictement comparable du CM2 à la quatrième, c'est-à-dire aux exercices de compréhensions écrite et orale. Les tests de robustesse entrepris sur ce point sont présentés dans le document de travail (Delarue et al., 2024, partie I.B.5.) et confortent notre méthode.

Progression des élèves au collège

À quel rythme les élèves progressent-ils au collège ? Quels types de parcours scolaires se dessinent ? Quels sont les écarts de compétences entre les élèves ? En utilisant les scores calculés pour tous les élèves à chaque niveau scolaire, ainsi que les données contextuelles sur les élèves et leur environnement familial, nous allons apporter des réponses à ces questions.

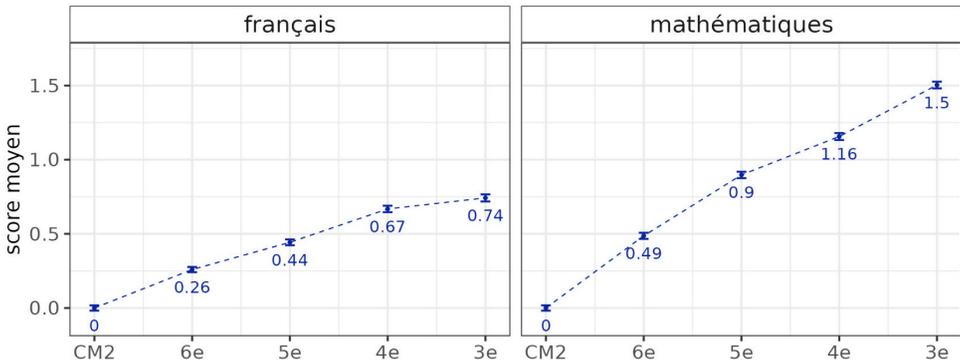
Progression moyenne et implications

Progression plus forte en mathématiques qu'en français

La **figure 1** présente l'évolution des scores moyens des élèves au collège, avec comme référence les scores en fin de CM2 dont la moyenne a été fixée à 0 et l'écart type à 1 dans chaque discipline. Les élèves progressent régulièrement chaque année, de manière plus importante en mathématiques qu'en français. En effet, la progression moyenne en français est d'un quart d'écart-type chaque année, alors qu'elle vaut plutôt un demi-écart-type en mathématiques. La progression en mathématiques est dite plus rapide qu'en français, dans le sens où un élève ayant obtenu un score moyen de 0 en mathématiques en CM2 dépasse le niveau de CM2 des bons élèves (ceux ayant un score supérieur à 1, soit situés au-dessus du 85^e percentile) dès la quatrième, alors qu'en français, il n'atteint toujours pas ce niveau à la fin du collège. Par ailleurs, les résultats en mathématiques sont cohérents avec les progressions mesurées entre la sixième et la troisième avec les données du panel 2007, d'environ 0,9 écart-type (Ben Ali & Vourc'h, 2015).

Pour donner une illustration concrète de la signification de ces chiffres dans un contexte scolaire, prenons l'exemple d'une classe composée de 25 élèves, où les élèves seraient classés

■ FIGURE 1 Évolution du niveau des élèves au cours du collège



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : le score moyen des élèves en français est de 0,44 en fin de cinquième, sachant que l'unité correspond à l'écart-type de la distribution des scores de CM2. Les petites barres verticales indiquent l'intervalle de confiance au seuil de 95 % sur la moyenne des scores des élèves. L'écart-type, réduit à 1 en CM2, demeure globalement stable à travers les niveaux.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.

Source : DEPP, panel 2011.

selon leur score aux tests de CM2. Considérons un élève qui aurait la note médiane, c'est-à-dire qu'il aurait obtenu le 13^e meilleur score. S'il progressait comme la moyenne des élèves (i.e. de 0,26 écart-type en français et de 0,49 écart-type en mathématiques), il atteindrait en sixième le niveau en français qu'avait le 10^e élève en CM2, et en mathématiques le niveau qu'avait le 8^e élève en CM2².

Comparaison des progressions avec les États-Unis

La progression des élèves au collège peut être comparée avec celle des élèves aux États-Unis. En suivant la méthode utilisée par Bloom et al. (2008), nous calculons les gains de compétence des collégiens en France comparables aux indicateurs produits à partir de plusieurs tests standardisés proposés aux États-Unis.

Les résultats de notre étude sont très similaires avec ceux de Bloom et al. (2008), présentés dans le **tableau 5**. Les deux mêmes tendances se dégagent : les élèves ont des gains de scores plus importants en mathématiques qu'en langue, et ils progressent plus au début qu'à la fin du collège dans les deux disciplines. Toutefois, concernant le dernier point, la progression en français en classe de troisième est très nettement inférieure à celle des années précédentes, et également à son homologue étatsunienne. Cela pourrait venir du fait que le niveau de fin de troisième est mesuré par un test en début de seconde, soit après deux mois de vacances d'été qui peuvent entraîner une baisse des habitudes scolaires et donc des résultats. Mais comme cette relative baisse n'est pas observée en mathématiques, cette explication paraît peu satisfaisante.

² Pour obtenir ce résultat, on considère que les scores des élèves suivent une loi normale. L'élève médian a le score moyen, l'élève classé cinquième a le score moyen plus un écart-type (car 34 % des élèves ont leurs notes comprises entre la moyenne et la moyenne plus un écart-type). De même, puisque 19 % des élèves ont une note entre la moyenne et la moyenne plus un demi-écart-type, une progression de 0,49 écart-type pour le 13^e élève le conduit à la 8^e place environ.

■ **TABLEAU 5** Progression moyenne en France et aux États-Unis

Niveau scolaire	Français / Reading		Mathématiques	
	France	États-Unis	France	États-Unis
CM2 - sixième	0,27	0,32	0,47	0,41
Sixième - cinquième	0,18	0,23	0,37	0,30
Cinquième - quatrième	0,21	0,26	0,23	0,32
Quatrième - troisième	0,06	0,24	0,29	0,22

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : l'augmentation du niveau est calculée entre des tests passés au printemps de chaque année scolaire. Les élèves en France progressent en moyenne de 0,47 écart-type en mathématiques en sixième, et de 0,41 aux États-Unis.

Afin d'établir des progressions comparables, les chiffres présentés pour la France sont obtenus en appliquant la formule de Bloom et al. (2008) :

$$r_{t-1,t} = \frac{\mu_t - \mu_{t-1}}{\sqrt{\frac{(n_{t-1}-1)\sigma_{t-1}^2 + (n_t-1)\sigma_t^2}{n_{t-1} + n_t - 2}}}$$

avec (μ_t, σ_t) la moyenne et l'écart-type de la distribution des scores au niveau scolaire t , et n_t le nombre d'élèves évalués cette année-là.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles, et élèves qui ont passé des tests standardisés aux États-Unis pendant les années 1990.

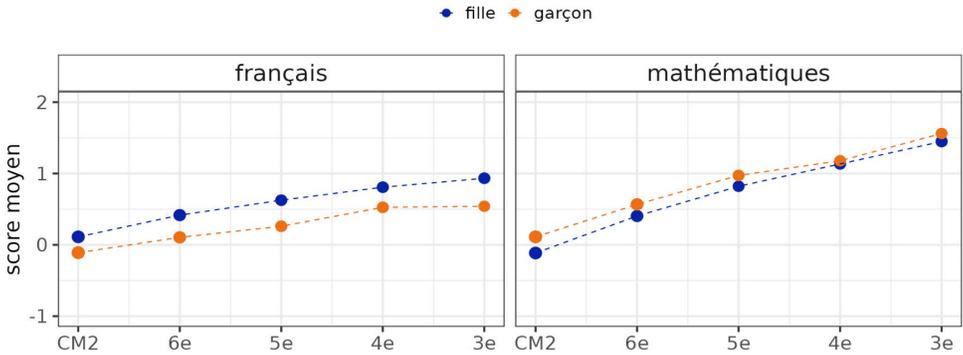
Source : DEPP, panel 2011 et Bloom et al. (2008).

La faible progression des élèves en troisième pourrait également être la conséquence de la crise sanitaire. En effet, les élèves du panel étaient en troisième pendant les premiers confinements de 2020 causés par l'épidémie de Covid-19, et donc leur scolarité a été fortement perturbée cette année-là. Plusieurs études internationales ont mesuré l'effet négatif des confinements sur les apprentissages des élèves, et certaines ont trouvé des effets plus forts en langue qu'en mathématiques (Maldonado & De Witte, 2022). Nos résultats en troisième suggèrent également que la progression des élèves a été ralentie par le confinement de 2020, surtout en français. En supposant qu'en l'absence de la crise sanitaire les élèves auraient progressé de la même manière qu'au cours des années précédentes, l'effet potentiellement attribuable au confinement serait de -0,16 écart-type en français, et de -0,07 écart-type en mathématiques. Ces estimations sont très proches des effets du confinement du printemps 2020 évalués sur les apprentissages des élèves de CP en France, de -0,15 écart-type en français et -0,10 en mathématiques (Heidmann et al., 2023).

Différences d'apprentissage entre les élèves

En plus de l'évolution globale des scores, il est possible d'observer comment les élèves progressent selon certaines caractéristiques. La **figure 2** présente les résultats en distinguant les filles des garçons. Tout d'abord, les filles ont de meilleurs résultats en français dès le CM2 et inversement, en mathématiques, les garçons ont de meilleurs résultats dès le CM2. Toutefois, alors que l'écart semble légèrement se creuser en français au profit des filles, ces dernières rattrapent les garçons en mathématiques au cours du collège. Cette réduction des écarts au collège en mathématiques est notable car elle diffère du constat fait sur le primaire, où les écarts en mathématiques, inexistantes entre les filles et les garçons en début de CP, apparaissent dès le début de CE1 (Andreu et al., 2023). Enfin, les écarts de compétences selon le sexe sont plus prononcés en français qu'en mathématiques, une observation déjà établie dans un état des lieux des disparités de compétences entre les sexes à travers un ensemble d'évaluations nationales et internationales (Chabanon & Steinmetz, 2018).

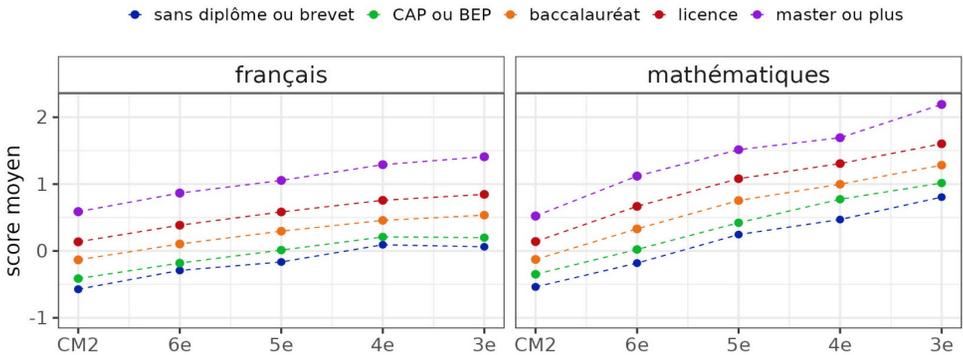
■ FIGURE 2 Progression des filles et des garçons au collège



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : les garçons ont un score moyen d'environ 1 en mathématiques en cinquième.
Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.
Source : DEPP, panel 2011.

■ FIGURE 3 Réussite scolaire des enfants selon le diplôme des parents



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : le diplôme correspond au diplôme le plus élevé obtenu par les parents de l'élève. Les élèves dont les parents ont obtenu une licence ont un score moyen de mathématiques d'environ 1 en cinquième.
Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété le premier questionnaire famille.
Source : DEPP, panel 2011.

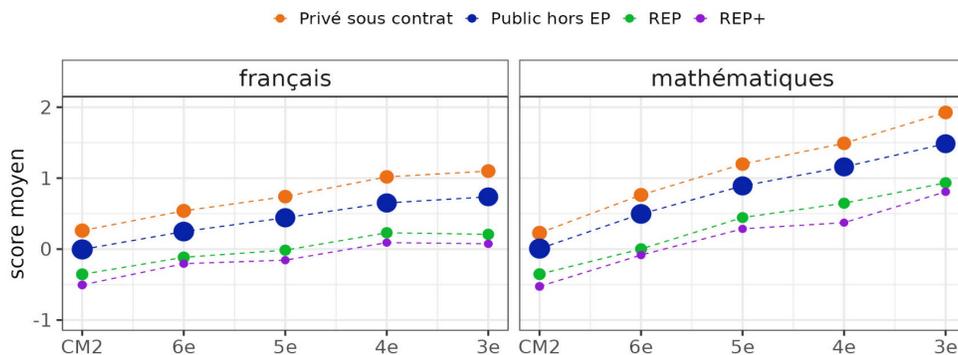
La figure 3 permet de visualiser les inégalités scolaires entre milieux sociaux en présentant l'évolution des scores en fonction du plus haut diplôme obtenu par les parents. Les écarts de performance sont frappants : en moyenne, les élèves dont les parents n'ont pas obtenu de baccalauréat n'atteignent jamais, au cours du collège, le niveau de français de fin de primaire des élèves dont les parents ont au moins un diplôme de master. Toutefois, un parallélisme des progressions moyennes entre les groupes d'élèves est globalement observé, à l'exception de la fin du collège. En français, les élèves les plus défavorisés connaissent un décrochage en classe de troisième, tandis qu'en mathématiques, ce sont les élèves les plus favorisés qui enregistrent une progression plus marquée. Ces progressions

plus différenciées en troisième à l'avantage des élèves socialement favorisés pourraient être la conséquence de la crise sanitaire, les élèves du panel n'ayant jamais redoublé étant en troisième pendant l'année scolaire 2019-2020. Une étude menée en Italie sur l'effet des fermetures d'écoles entre 2019 et 2021 sur des élèves en classe de quatrième (Carlana *et al.*, 2023) montre en effet que la pandémie de Covid-19 a non seulement entraîné une perte d'apprentissage global en français et en mathématiques mais a surtout creusé des écarts préexistants en fonction du statut socio-économique.

Enfin, la **figure 4** montre l'évolution des compétences des élèves selon le secteur de leur collège. Les élèves scolarisés dans les secteurs d'éducation prioritaire REP et REP+ arrivent au collège avec un moins bon niveau que leurs camarades du public hors éducation prioritaire, et ils progressent moins au collège, ce qui fait que les écarts de compétence se creusent. Les élèves scolarisés dans le secteur privé partent, quant à eux, avec de l'avance au début du collège et progressent plus vite en français et surtout en mathématiques.

Les écarts de performance entre secteurs sont donc très importants à la fin du collège : en fin de troisième, les élèves de REP+, en moyenne, n'atteignent pas le niveau de fin de CM2 des élèves du privé en français, et en mathématiques, leurs scores dépassent légèrement ceux de fin de sixième du privé. Cet écart plus important en français pourrait être dû à la crise sanitaire car on a vu qu'elle avait surtout affecté les apprentissages de ce domaine, et les élèves issus de milieux défavorisés sont les plus touchés, constat confirmé par plusieurs études internationales (Betthäuser *et al.*, 2023). Toutefois, le creusement des écarts est déjà visible en quatrième, avant la crise sanitaire. Il pourrait provenir des inégalités socio-économiques entre les différents secteurs, puisque les collèges privés accueillent des élèves plus favorisés que dans le secteur public, et à l'inverse, l'éducation prioritaire est implantée dans les territoires défavorisés. Une analyse économétrique plus fine présentée dans la section suivante permettra de démêler l'effet du secteur de scolarisation de celui du milieu social sur les apprentissages des élèves.

■ **FIGURE 4** Évolution des résultats scolaires entre les secteurs



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : dans la figure, la taille des points varie en fonction du nombre d'élèves scolarisés dans chaque secteur. Les élèves issus de collèges privés ont un score moyen de français d'environ 1 en quatrième.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.

Source : DEPP, panel 2011.

Les facteurs de progression au collège

L'étude de l'évolution des scores a montré que les élèves ne progressent pas tous au même rythme au collège. Différents facteurs, comme le sexe ou le secteur de scolarisation, jouent un rôle dans leurs apprentissages. Afin d'estimer précisément les effets de chaque facteur, nous utilisons une approche économétrique basée sur les modèles de croissance. Ces modèles, cas particulier des modèles multiniveaux, ont l'avantage de modéliser la structure hiérarchique des données de panel, où plusieurs observations sont effectuées pour les mêmes unités à différents instants (Bressoux, 2010). En effet, les données sont structurées en deux niveaux : les scores y_{it} obtenus par l'élève i au test du niveau scolaire t (niveau 1), et les élèves i (niveau 2). Le détail de la construction de nos modèles est présenté dans l'**encadré 1**.

ENCADRÉ 1 Méthode d'estimation par modèles de croissance

Pour mesurer l'effet de chaque facteur sur la progression des élèves, plusieurs modèles ont été évalués. Le modèle 1 inclut le temps, c'est-à-dire la classe, comme seule variable explicative. Ce modèle s'écrit formellement au niveau 1 :

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \text{temps}_t + e_{it}$$

au niveau 2 :

$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + u_{0i}$$

$$\beta_{1i} = \gamma_{10}$$

avec y_{it} le score obtenu par l'élève i au test de l'année t , temps_t une variable allant de 0 à 4 indiquant le niveau scolaire, u_{0i} l'erreur aléatoire associée à l'élève i supposée suivre une loi normale centrée et e_{it} l'erreur aléatoire associée à chaque observation (à un temps t pour un élève i) supposée suivre également une loi normale centrée. Dans ce modèle, la progression moyenne des élèves au cours du collège est estimée par le coefficient γ_{10} . Plus précisément, la progression de l'élève i au cours du collège est modélisée par une droite de pente γ_{10} , commune entre tous les élèves, mais d'ordonnée à l'origine individualisée $\gamma_{00} + u_{0i}$, ce qui permet alors de modéliser les différences de compétence entre les élèves à l'entrée au collège. Les droites de régression estimées par ce modèle sont représentées dans le cadre de gauche de la **figure 5**.

Nous souhaitons ensuite rendre compte des différences de progression entre les élèves au collège en ajoutant des pentes aléatoires u_{1i} estimées par la régression suivante, au niveau 1 :

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \text{temps}_t + e_{it}$$

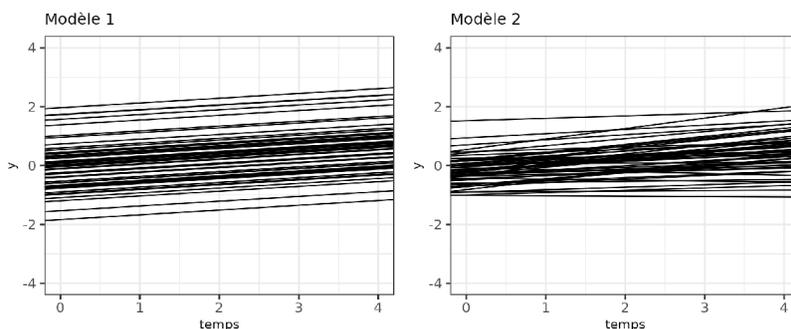
au niveau 2 :

$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + u_{0i}$$

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + u_{1i}$$

Ainsi, l'évolution des scores de l'élève i au collège est modélisée par une droite de pente $\gamma_{10} + u_{1i}$ et d'ordonnée à l'origine $\gamma_{00} + u_{0i}$. Si le coefficient u_{1i} est positif, l'élève i progresse plus vite que la moyenne de ses camarades. Le cadre de droite de la **figure 5** permet de visualiser les droites de régression estimées dans cette modélisation.

■ **FIGURE 5** Modélisation des progressions des élèves au collège



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : la progression de chaque élève au cours du collège est modélisée par une droite, à constante aléatoire dans le modèle 1, et à pente et constante aléatoires dans le modèle 2. Les figures présentent ces droites pour 50 élèves pris au hasard.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.

Source : DEPP, panel 2011.

Le modèle 2 inclut également plusieurs variables explicatives (sexe, redoublant et secteur), en interaction avec le temps afin de mesurer comment ces facteurs sont liés aux apprentissages des élèves. La régression s'écrit au niveau 1 :

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \text{temps}_t + e_{it}$$

au niveau 2 :

$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{Sexe}_i + \gamma_{02} \text{Redoublant}_{it} + \gamma_{03} \text{Secteur}_i + u_{0i}$$

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \text{Sexe}_i + \gamma_{12} \text{Redoublant}_{it} + \gamma_{13} \text{Secteur}_i + u_{1i}$$

Dans ce modèle, γ_{01} , γ_{02} , γ_{03} représentent les écarts initiaux de niveau entre élèves selon les variables explicatives, tandis que γ_{11} , γ_{12} , γ_{13} estiment la progression supplémentaire des élèves selon ces variables.

La variable de redoublement a été incluse dans les modélisations en tant que variable de contrôle, en raison du design de l'évaluation où les élèves redoublants passent le test un an après le reste de l'échantillon. Cette variable indique si l'élève a un âge supérieur à l'attendu au moment de la passation de l'évaluation. Ainsi, la décision de redoublement est antérieure à l'année de mesure, elle n'est donc pas déterminée par le score de l'élève de l'année en cours. Toutefois, le coefficient associé à la variable ne mesure pas l'effet causal de redoubler une année, puisque les élèves redoublants diffèrent des autres élèves sur plusieurs caractéristiques, notamment sur leur niveau scolaire au moment du redoublement. Il faut considérer le caractère endogène dans les décisions de redoublement, lié au fait que les enseignants sélectionnent les élèves redoublants en fonction de leurs difficultés scolaires (Gary-Bobo & Robin, 2014).

Le modèle 3 est identique au modèle 2, mais comporte plus de variables explicatives permettant de décrire le milieu familial des élèves, grâce aux trois indices construits à partir des questionnaires, et prend en compte le niveau des élèves en CP. Plus de détails sur ces modèles, en particulier sur les vérifications des hypothèses, sont à lire dans le document de travail (Delarue et al., 2024, partie III.C.).

Résultats empiriques

Les **tableaux 6** et **7** présentent les résultats des régressions réalisées séparément sur les scores de français et sur ceux de mathématiques. Chaque colonne correspond à une spécification différente, telles qu'elles sont énoncées dans l'**encadré 1**.

La progression moyenne annuelle des élèves au collège est de 0,16 écart-type en français, et de 0,34 en mathématiques, ce qui confirme les premières observations effectuées dans la partie précédente : les élèves progressent plus en mathématiques qu'en français au collège.

Le coefficient fortement négatif associé au redoublement (- 0,42 en français et - 0,49 en mathématiques, modèle 2) peut s'expliquer par le fait que ces élèves ont redoublé en raison de leurs faibles performances initiales. Nous remarquons ainsi qu'une fois contrôlé du niveau en CP et de l'indice socio-économique (modèle 3), l'effet est considérablement atténué, mais demeure significatif.

■ **TABLEAU 6** Effets estimés par le modèle de croissance en français

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Constante (Y_{00})	0,06**	- 0,03*	- 0,05**
Temps (Y_{10})	0,16**	0,14**	0,14**
Fille		0,23**	0,12**
Redoublant		- 0,42**	- 0,11**
Secteur privé		0,24**	0,04*
REP		- 0,34**	- 0,07**
REP+		- 0,51**	- 0,01
Score CP (français)			0,14**
Indice capital socio-économique			0,20**
Indice stratégies parents			0,08**
Indice soutien parents			- 0,08**
Temps*Fille		0,04**	0,04**
Temps*Secteur privé		0,04**	0,03**
Temps*REP		- 0,04**	- 0,02**
Temps*REP+		- 0,04**	- 0,01
Temps*Score CP			- 0,002*
Temps*Indice capital socio-économique			0,03**
Temps*Indice stratégies parents			0,01*
Temps*Indice soutien parents			- 0,003
Observations	54,739	54,739	54,739

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Lecture : selon le modèle 1, un élève progresse en moyenne de 0,16 écart-type chaque année. D'après le modèle 2, *ceteris paribus*, les filles progressent en moyenne de 0,04 écart-type en plus que les garçons chaque année.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.

Source : DEPP, panel 2011.

■ **TABLEAU 7 Effets estimés par le modèle de croissance en mathématiques**

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Constante (Y_{00})	0,08**	0,24**	0,17**
Temps (Y_{10})	0,34**	0,32**	0,31**
Fille		- 0,24**	- 0,25**
Redoublant		- 0,49**	- 0,17**
Secteur privé		0,19**	0,03
REP		- 0,39**	- 0,18**
REP+		- 0,57**	- 0,18**
Score CP (mathématiques)			0,27**
Indice capital socio-économique			0,25**
Indice stratégies parents			0,06**
Indice soutien parents			- 0,10**
Temps*Fille		0,05**	0,05**
Temps*Secteur privé		0,06**	0,05**
Temps*REP		- 0,04**	- 0,02**
Temps*REP+		- 0,04**	- 0,01
Temps*Score CP			- 0,01**
Temps*Indice capital socio-éco			0,03**
Temps*Indice stratégies parents			0,01*
Temps*Indice soutien parents			- 0,002
Observations	52,848	52,848	52,848

Éducation & Formations n° 107, DEPP, SIES

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, selon le modèle 3, les élèves scolarisés en REP ont en moyenne, à l'entrée au collège, des scores inférieurs de 0,18 écart-type aux élèves du secteur public hors éducation prioritaire. Une augmentation d'un écart-type de l'indice de capital socio-économique entraîne, en moyenne, une hausse de 0,03 écart-type par année au collège.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.

Source : DEPP, panel 2011.

Hétérogénéité des progressions selon le genre et le milieu scolaire au collège

Les filles arrivent au collège avec un meilleur niveau que les garçons en français (+ 0,23 écart-type, modèle 2), mais la situation est exactement inversée en mathématiques à l'avantage des garçons (- 0,24 écart-type). Fait intéressant, si on ajoute le niveau des élèves en CP (modèle 3), les filles perdent la moitié de leur avantage en français (+ 0,12) alors que les garçons conservent le leur en mathématiques (- 0,25). Cela suggère que l'avance des filles en français est en grande partie antérieure à l'arrivée en CP, alors que l'écart en mathématiques n'existe pas avant l'arrivée à l'école et se creuse au primaire. Ces résultats font écho à ceux constatés sur les données françaises de la cohorte Elfe, avant l'entrée à l'école élémentaire (Fischer & Thierry, 2022). Les auteurs observent l'absence d'écart en mathématiques en moyenne section de maternelle (et même un léger avantage pour les filles sur un échantillon non longitudinal) tandis qu'un avantage significatif en faveur des garçons apparaît au dernier trimestre de CP. En revanche, en compétences langagières, l'écart au profit des filles est déjà présent en maternelle. Ces différences dans le développement langagier entre filles et garçons avant même l'entrée à l'école, ont également été observées dans de multiples études internationales (Rinaldi et al., 2023). Les explications

fréquemment avancées ont trait à des différences biologiques et neuropsychologiques, amplifiées par les types d'interaction que les filles et les garçons entretiennent avec leurs parents, les activités proposées aux filles ayant un contenu langagier plus important. Quant aux observations faites à l'école primaire, elles rejoignent les résultats obtenus dans l'étude d'un panel d'écoliers suivis à partir de 1997 (Caille & Rosenwald, 2006). Les auteurs montrent que, durant cette période, les filles progressent davantage en français que les garçons et maintiennent donc leur avantage initial. En revanche, en mathématiques, les garçons parviennent à rattraper leur léger retard initial et même à creuser l'écart, en particulier vers la fin du primaire. Des tendances assez similaires ont été observées pour les élèves du panel 2011 en comparant leurs performances en CP et en CM2 (Fleury *et al.*, 2022). Cette différenciation très précoce dans les apprentissages pourrait provenir de l'intériorisation des stéréotypes de genre qui associent les filles aux langues et les garçons aux sciences.

Toutefois, notre étude montre que les écarts de performance entre filles et garçons évoluent différemment au collège. En effet, les filles progressent significativement plus que les garçons dans les deux disciplines (+ 0,04 écart type en français et + 0,05 en mathématiques). Ainsi, contrairement à l'école primaire, le collège réduit les écarts entre filles et garçons en mathématiques. Ce résultat est en accord avec l'étude de Terrier (2020) qui, sur un échantillon de 4 500 élèves français, met en évidence des progrès supérieurs en mathématiques pour les filles au collège. Selon l'auteure, une partie de cet écart pourrait s'expliquer par le fait que les enseignants de collège ont une attitude et des pratiques d'évaluation plus favorables aux filles.

Les élèves scolarisés dans le secteur privé ont de meilleurs résultats à l'entrée au collège que ceux du secteur public hors éducation prioritaire, aussi bien en français (+ 0,24, modèle 2) qu'en mathématiques (+ 0,19). Cependant, si on ajoute des informations plus précises sur le milieu socio-économique des élèves (modèle 3), l'écart entre les secteurs se réduit considérablement, et devient même non significatif en mathématiques (+ 0,04 en français). Ainsi, les meilleures performances à l'entrée au collège des élèves du privé s'expliquent par leur environnement familial plus favorisé. Les différences sociales entre collèges publics et privés sont effectivement très fortes, et tendent même à s'accroître au cours des dernières années (Guillerm & Monso, 2022). Outre le critère socio-économique, les établissements privés effectuent une sélection à l'entrée basée sur la motivation et les résultats des élèves, à travers des entretiens avec les enfants et l'examen de leurs bulletins scolaires. Cette pratique peut être, elle aussi, source des disparités avec l'enseignement public à l'entrée du collège. Dès lors, le contrôle par le niveau en primaire et l'investissement des parents expliquerait également la baisse de l'effet du privé dans le modèle 3.

Toutefois, le secteur privé a un effet positif sur la progression des élèves, même à contexte social, familial et scolaire égal entre élèves, ce qui veut dire que les établissements privés permettent aux élèves de progresser plus vite, surtout en mathématiques (+ 0,03 en français et + 0,05 en mathématiques). Une fois de plus, nos résultats vont à l'encontre de ce qui est observé dans l'enseignement primaire, où des études telles que celle de Fougère *et al.* (2017) ne montrent aucun effet favorable du secteur privé sur la progression des élèves. Cependant, ils sont en accord avec une étude réalisée sur un panel de collégiens lancé en 2007 (Moulin, 2022). À partir des résultats des élèves évalués en sixième et en troisième, l'auteur mesure des écarts d'acquis de l'ordre de 0,20 écart-type en fin de collège entre le privé et le public, en cohérence avec le différentiel de progression d'environ 0,05 par année

de collège que nous obtenons. Des recherches complémentaires doivent être conduites pour comprendre cet apparent avantage du collège privé en utilisant des informations non présentes dans nos analyses (climat scolaire, variables inobservées relatives à la sélection des élèves dans le privé, etc.).

Le modèle 2 indique que les élèves scolarisés en éducation prioritaire progressent moins que les autres élèves. Toutefois, l'ajout de l'environnement social dans le modèle 3 permet d'expliquer pour moitié cette moindre progression pour les élèves de REP, et rend non significative les différences de progression entre collèges REP+ et collèges publics hors éducation prioritaire. Cela veut dire que les collèges de REP+ permettent à leurs élèves d'apprendre au même rythme que les autres élèves du public, sans réduire ni augmenter les inégalités scolaires. Un léger effet négatif demeure néanmoins pour les élèves de REP lorsqu'on inclut le milieu social (- 0,02 dans les deux disciplines). La différence entre REP et REP+ ici pourrait s'expliquer par une allocation de moyens insuffisante pour certains établissements REP, qui pourraient en fait relever du dispositif REP+ et dont l'environnement scolaire y serait similaire. Dès lors, en moyenne, les inégalités scolaires se creuseraient entre les établissements de REP et les autres établissements du public, possiblement à cause d'effets de composition des collèges défavorisés qui pourraient induire des climats anti-scolaires, et des moyens dédiés insuffisants pour contrebalancer ces effets. Cependant, les résultats empiriques ne sont pas convergents sur le sujet et ne permettent pas de quantifier la part des effets de pairs, résultant des interactions entre élèves, dans l'effet négatif mesuré en REP (Monso *et al.*, 2019). Dans l'ensemble, ces constats sont concordants avec plusieurs études menées sur l'éducation prioritaire, qui suggèrent que les performances des élèves qui y sont scolarisés au collège sont peu différentes des autres élèves scolarisés dans le public, à caractéristiques sociales comparables (Caille *et al.*, 2016; Stéfanou, 2017).

Creusement des inégalités au collège

L'environnement socio-économique des élèves est le facteur le plus influent, parmi les facteurs retenus dans cette étude, sur les scores des élèves à l'entrée au collège en français (+ 0,20 pour un écart-type de plus dans l'indice socio-économique), et en mathématiques à égalité avec le niveau de CP (+ 0,25 et + 0,27). Les performances en mathématiques sont plus socialement déterminées que celles de français. En plus d'être meilleurs à l'entrée au collège, les élèves plus favorisés progressent plus vite que les autres (+ 0,03 dans les deux disciplines). Les inégalités de réussite scolaire continuent donc de se creuser au collège. Ce constat est concordant avec celui fait dans de nombreuses études (Duru-Bellat & Mingat, 1988; Peugny, 2013; Ben Ali & Vourc'h, 2015; Cayouette-Remblière & Moulin, 2019). Toutefois, nos résultats montrent que l'essentiel des inégalités scolaires sont déjà établies avant l'entrée au collège, puisque l'effet cumulé à la fin du collège est de + 0,12 pour un écart-type de plus d'indice socio-économique (+ 0,03 chaque année, cumulé sur quatre ans), à comparer aux écarts initiaux de + 0,20 en français et + 0,25 en mathématiques.

Enfin, les élèves avec un score plus élevé en début de primaire arrivent au collège avec un niveau encore plus avancé (+ 0,14 en français et + 0,27 en mathématiques), synonyme d'un accroissement des écarts au primaire. Cependant, cette tendance s'inverse au collège. L'effet croisé du temps avec le score de CP est significativement négatif ce qui suggère qu'à toutes autres caractéristiques égales, les élèves initialement en difficulté tendent à légèrement rattraper leur retard au cours du collège.

Les deux indices sur les stratégies des parents et leurs implications personnelles ont des effets contraires sur les performances de leurs enfants. Les stratégies mises en œuvre par les parents sont corrélées avec de meilleurs résultats en fin de CM2 (+ 0,08 en français et + 0,06 en mathématiques), et associées à une amélioration légère tout au long du collège (+ 0,01 de progression dans les deux disciplines). À l'inverse, l'implication des parents est associée à de plus faibles performances en fin de primaire (- 0,08 et - 0,10), ce qui suggère que les parents s'investissent davantage lorsque leurs enfants rencontrent des difficultés à l'école. Dalsheimer-Van Der Tol et Murat (2011) ont montré, à partir des données du panel d'élèves entrés en sixième en 2007, que les élèves dont les parents rencontrent plus souvent les enseignants (*i.e.* au-delà des réunions parents-enseignants régulièrement organisées par le collège), sont aussi ceux qui ont le plus de difficultés à l'occasion des évaluations standardisées de fin de sixième. Or, la rencontre parents-enseignants est une variable incluse dans notre indice « soutien des parents ». Cette corrélation pourrait expliquer le coefficient négatif de l'indice, en raison d'une source potentielle d'endogénéité : les rencontres entre parents et enseignants sont suscitées par des difficultés scolaires. Toutefois, cette implication des parents en CM2 n'a pas d'effets à moyen terme sur la progression de leurs enfants au collège. Ce résultat rejoint d'autres études peu conclusives sur les effets de l'implication des parents sur les acquis cognitifs, même lorsqu'ils sont mesurés à court terme dans un cadre expérimental. En particulier, une étude a évalué les effets d'un programme d'information mis en place en France auprès de parents pour les aider à mieux accompagner leurs enfants dans leur scolarité (Avvisati *et al.*, 2014). Des effets positifs ont été observés sur l'implication effective des parents, le comportement des élèves, certaines notes données par les enseignants, mais pas sur les acquis cognitifs mesurés lors de tests standardisés comme dans notre étude. Il faut toutefois souligner que ces deux indicateurs sont construits à partir d'informations recueillies en fin de CM2, et traduisent une intention des parents qui n'a pas nécessairement perduré tout au long du collège, contrairement aux variables socio-économiques moins susceptibles de fluctuer au cours du temps. Cela pourrait expliquer, en partie, le faible impact de ces indicateurs sur les performances des élèves au collège.

La robustesse de nos résultats a été testée en conduisant plusieurs autres spécifications. En particulier, nous vérifions que les conclusions tiennent lorsque l'on réduit le champ d'étude aux élèves qui ont passé tous les tests, ce qui assure une population strictement comparable entre chaque point de mesure mais exclut les redoublants et les élèves qui n'ont pas poursuivi leur scolarité en classe de seconde. Nous appliquons également le modèle en excluant le point de fin de troisième, afin d'écartier les effets du confinement qui altèrent la progression surtout en français. Enfin, les mêmes analyses sont effectuées avec des scores standardisés par niveau scolaire pour observer les évolutions relatives au cours du temps. Tous ces tests, à retrouver dans le document de travail (Delarue *et al.*, 2024, partie III.D.), confirment la solidité des résultats.

Répartition de la variance

Les modèles de croissance mobilisés dans cette étude permettent de distinguer la variance des observations intra-élèves, reliée à l'évolution des scores dans le temps, de la variance inter-élèves, liée aux caractéristiques individuelles de chacun.

Les **tableaux 8 et 9** présentent la décomposition de la variance entre ces deux composantes, inter-élèves et intra-élèves, respectivement pour le français et les mathématiques.

■ **TABLEAU 8 Répartition de la variance en français**

Type d'effets	Effets aléatoires	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Inter-élèves	Variance des constantes	0,839	0,618	0,335
Inter-élèves	Variance des pentes		0,019	0,018
Inter-élèves	Covariance constantes/pentes		0,013	0,007
Intra-élèves	Variance des constantes	0,302	0,253	0,253

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : la variance des constantes inter-élèves pour le modèle 1 en français vaut 0,839.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.

Source : DEPP, panel 2011.

■ **TABLEAU 9 Répartition de la variance en mathématiques**

Type d'effets	Effets aléatoires	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Inter-élèves	Variance des constantes	0,817	0,649	0,416
Inter-élèves	Variance des pentes		0,016	0,015
Inter-élèves	Covariance constantes/pentes		0,005	0,0003
Intra-élèves	Variance des constantes	0,392	0,349	0,349

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : la variance des constantes intra-élèves pour le modèle 1 en mathématiques vaut 0,392.

Champ : panel d'élèves de France hors DROM entrés en CP en 2011 ayant réalisé au moins trois tests de compétence et complété l'un des questionnaires familles.

Source : DEPP, panel 2011.

Lorsque l'on introduit les premières variables explicatives (sexe, redoublant et secteur) dans le modèle 2, la variance des constantes inter-élèves diminue fortement (de 26 % pour le français et de 21 % pour les mathématiques). Les écarts initiaux entre élèves sont fortement liés aux caractéristiques intrinsèques de chacun dont les covariables se font un facteur explicatif important. Dès lors, l'inclusion des indices sur l'environnement des élèves et leur score en CP dans le modèle 3 explique une part supplémentaire encore plus importante de la variance inter-élèves (baisse de 34 % supplémentaires pour le français et 29 % pour les mathématiques). Il est important de noter qu'il subsiste une part de variance, à la fois intra-élèves et inter-élèves, qui demeure inexpliquée. Ce constat est rassurant, suggérant que les différences de niveau entre les élèves ne peuvent pas être entièrement déterminées par leur niveau en CP et leurs caractéristiques socio-économiques, entre autres. Par exemple, les ressentis des élèves pourraient participer à réduire davantage ces variations initiales.

De plus, la variance des pentes demeure différente de zéro (0,018 en français et 0,015 en mathématiques). Cette dernière représente la part non expliquée de l'hétérogénéité dans les progressions, au-delà notamment des facteurs socio-économiques. Elle met en lumière la multiplicité des rythmes d'apprentissage et souligne l'importance de tenir compte de cette variabilité dans une analyse qui pourrait être faite des différents profils de progression.

Conclusion

Notre étude mesure les progressions des élèves au collège, année par année, en français et en mathématiques. Grâce aux tests standardisés spécialement conçus pour notre enquête, ainsi qu'à l'application de modèles de la théorie de réponse à l'item, nous avons comparé les compétences des élèves en CM2, avec leurs compétences en sixième, en cinquième, et ainsi de suite jusqu'à la classe de troisième. Cette approche nous a permis de calculer les gains de compétence entre deux niveaux scolaires. Sur l'ensemble du collège, nous avons une progression moyenne au cours d'une année scolaire de 0,34 écart-type en mathématiques et de 0,16 écart-type en français.

Les élèves n'apprennent pas tous au même rythme au collège. La richesse des données contextuelles recoltées lors de l'enquête a permis d'examiner cette hétérogénéité dans l'évolution des compétences. Nos résultats indiquent une progression plus forte des filles que des garçons en français et en mathématiques, d'environ + 0,05 écart-type par an, réduisant ainsi l'écart qui s'était creusé en mathématiques à l'école primaire, tandis que l'écart en français continue de s'accroître. Nous avons également montré que les élèves scolarisés dans un collège privé progressent plus que leurs camarades du public, toutes choses égales par ailleurs, surtout en mathématiques avec + 0,05 de progression par an. De plus, nos résultats ont mis en évidence que le collège ne parvient pas à réduire les inégalités de réussite entre les différents groupes sociaux. Les élèves issus de milieux défavorisés rencontrent davantage de difficultés dès leur entrée en sixième, et ils progressent moins vite que leurs camarades plus favorisés. Cette situation contribue ainsi à l'accentuation des inégalités scolaires au collège. Alors, dans la mesure où l'articulation entre ces différentes sources de disparités peut se faire cumulative, il serait intéressant d'examiner plus en détail des sous-ensemble d'élèves, tel que les filles dans le privé ou les élèves bénéficiant d'un soutien des parents en REP+, relativement au reste de cette population.

Aussi, la pluralité des parcours des élèves, que l'on a caractérisée à travers des pentes de progressions variables, pourrait dissimuler des trajectoires non linéaires chez certains groupes d'élèves. Une perspective de prolongement de cette étude consisterait à enrichir notre compréhension des trajectoires individuelles en les étudiant de manière continue sur l'ensemble du collège, autour d'une classification des différents types de progression. En regroupant les élèves en fonction de schémas de progression similaires, l'idée serait de pouvoir distinguer, par exemple, les élèves qui progressent régulièrement chaque année, de ceux qui progressent très vite au début et stagnent par la suite, et de ceux qui effectuent un bond de progression à la fin du collège, parmi tous les autres profils possibles.

Notre étude s'est heurtée à quelques difficultés qui méritent d'être rappelées. Tout d'abord, la crise sanitaire a perturbé l'enquête en annulant le dernier point de mesure prévu en troisième. Pour contourner ce problème, nous avons choisi d'utiliser les résultats des élèves du panel aux tests de positionnement de début de seconde, passés par tous les élèves entrant au lycée depuis 2018. Cependant, pour relier ces tests à ceux de notre enquête, nous avons dû recourir à un nouvel échantillon d'élèves entrés en seconde en 2022, donc deux ans plus jeunes que notre panel initial, ce qui pourrait induire un effet de génération non contrôlé dans nos analyses. De plus, l'utilisation d'un test en début de seconde pour évaluer le niveau de fin de collège présente deux limites : les élèves en apprentissage, en CAP, scolarisés hors éducation nationale ou déscolarisés après la troisième ne sont pas

évalués et pour les élèves restants, les deux mois de vacances d'été ont pu affecter leurs performances scolaires. Néanmoins, les nombreux tests de robustesse que nous avons réalisés, ainsi que les comparaisons avec la littérature sur le sujet, confirment la cohérence de nos résultats et renforcent ainsi la validité de nos choix méthodologiques.

De plus, comme le panel d'élèves a été constitué au début de l'école primaire, nous ne disposons pas de classe entière au collège, les élèves étant éparpillés dans différentes classes ou différents établissements au fil des années, ce qui empêche d'explorer le rôle des camarades et de l'environnement scolaire sur la progression de chacun. En vue de prochaines études, la récente généralisation des évaluations nationales au collège présente une opportunité inédite pour étudier les effets de pairs. Grâce aux données à grande échelle, il serait en effet possible d'analyser l'influence des interactions entre pairs sur les trajectoires d'apprentissage des élèves et d'étudier comment s'articulent les contextes sociaux et scolaires pour favoriser ou entraver la réussite des élèves.

Enfin, l'étude de ce panel n'est pas terminée. Les élèves ont été suivis jusqu'en terminale et en appariant avec des données administratives, il sera possible de poursuivre jusqu'à leur insertion professionnelle. Notre mesure de la progression au collège sera alors un facteur important pour expliquer les différents parcours dans le supérieur et les choix de vie professionnelle.

Références bibliographiques

- Andreu, S., Conceicao, P., Desclaux, J., Eteve, Y., Laskowski, C., Le Breton, S., Neirac, L., Persem, E., Rocher, T., Rue, G., Thumerelle, J., Vourc'h, R., Wuillamier, P. (2023). Évaluations Repères 2022 de début de CP et de CE1 : des résultats comparables à ceux de 2021, à l'exception d'une baisse en français en CE1. *Note d'Information*, 23.01. DEPP. <https://doi.org/10.48464/ni-23-01>
- Andrieux, V., Chollet-Remvikos, P., Levasseur, J. (2002). Avant et après les vacances, évolution des acquis des élèves. *Note d'information*, 02.34. DEPP.
- Avvisati, F., Givord, P. (2021). How much do 15-year-olds learn over one year of schooling? An international comparison based on PISA. *Documents de travail de l'OCDE sur l'éducation*, 257. OCDE. <https://doi.org/10.1787/a28ed097-en>.
- Avvisati, F., Givord, P. (2023). The Learning Gain over One School Year among 15-year-olds: An International Comparison based on PISA. *Labour Economics*, 84. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2023.102365>.
- Avvisati, F., Gurgand, M., Guyon, N., Maurin, E. (2014). Getting Parents Involved: A Field Experiment in Deprived Schools. *The Review of Economic Studies*, 81(1), 57-83. <https://doi.org/10.1093/restud/rdt027>
- Ben Ali, L., Vourc'h R. (2015). Évolution des acquis cognitifs au collège au regard de l'environnement de l'élève. Constat et mise en perspective longitudinale. *Éducation & formations*, 86-87, 211-233. <https://doi.org/10.48464/ef-86-87-10>
- Bernigole, V., Fernandez, A., Loi, M., Salles, F. (2023). PISA 2022 : la France ne fait pas exception à la baisse généralisée des performances en culture mathématique dans l'OCDE. *Note d'Information*, 23.48. DEPP. <https://doi.org/10.48464/ni-23-48>
- Bethhäuser, B. A., Bach-Mortensen, A. M., Engzell, P. (2023). A systematic review and meta-analysis of the evidence on learning during the COVID-19 pandemic. *Nature Human Behaviour*, 7, 375-385. <https://doi.org/10.1038/s41562-022-01506-4>
- Birnbaum, A. (1968). Some latent trait models and their use in inferring an examinee's ability. In F. Lord, M. R. Novick., *Statistical theories of mental test scores* (p. 397-479). Addison-Wesley.
- Bloom, H., Hill, C., Black, A. R., Lipsey, M. W. (2008). Performance trajectories and performance gaps as achievement effect-size benchmarks for educational interventions. *Journal of Research on Educational Effectiveness*, 1(4), 289-328. <https://doi.org/10.1080/19345740802400072>
- Bock, R. D., Aitkin, M. (1981). Marginal maximum likelihood estimation of item parameters: Application of an EM algorithm. *Psychometrika*, 46(4), 443-459. <https://doi.org/10.1007/BF02293801>
- Bressoux, P. (2010). *Modélisation statistique appliquée aux sciences sociales*. De Boeck supérieur. <https://doi.org/10.3917/dbu.bress.2010.01>
- Bret, A., Durand de Monestrol, H., Hick, M., Salles, F., Fernandez, A., Loi, M. (2023). PISA 2022 : culture scientifique, compréhension de l'écrit et vie de l'élève. *Note d'Information*, 23.49. <https://doi.org/10.48464/ni-23-49>
- Caille, J.-P., Davezieux, L., Garrouste, M. (2016). Les résultats scolaires des collégiens bénéficient-ils des réseaux ambition réussite ? Une analyse par régression sur discontinuité. *Revue économique*, 67(3), 639-666. <https://doi.org/10.3917/reco.673.0639>
- Caille, J.-P., Rosenwald, F. (2006). *Les inégalités de réussite à l'école élémentaire : Construction et évolution*. Insee références.
- Carlana, M., La Ferrara, E., Lopez, C. (2023). Exacerbated Inequalities: The Learning Loss from COVID-19 in Italy. *AEA Papers and Proceedings*, 113, 489-93. <https://doi.org/10.1257/pandp.20231010>
- Cayouette-Remblière, J., Moulin, L. (2019). Comment évoluent les inégalités de performances scolaires au collège ? Un suivi longitudinal des élèves entre la 6^e et la 3^e. *Population*, 74, 551-586. <https://doi.org/10.3917/popu.1904.0551>
- Chabanon, L., Jouvenceau, M. (2022). *De l'école élémentaire à l'entrée dans l'enseignement supérieur : filles et garçons construisent des parcours distincts*. Insee références.
- Chabanon, L., Steinmetz, C. (2018). Écarts de performances des élèves selon le sexe. Que nous apprennent les évaluations de la DEPP ? *Éducation & formations*, 96, 39-57. <https://doi.org/10.48464/halshs-01824495>

- Dalsheimer-Van Der Tol, N., Murat, F. (2011). Les parents et l'école en France et en Europe. *Éducation & formations*, 80, 79-94.
- Delarue, M.-C., Heidmann, L., Raffy, G. (2024). *Étude des progressions au collège à partir du panel 2011. Méthodologie psychométrique et modélisation économétrique*. Document de travail 2024-E25. DEPP.
- DeMars, C. E. (2018). Classical Test Theory and Item Response Theory. In P. Irwing, T. Booth, D. J. Hughes (dirs.), *The Wiley Handbook of Psychometric Testing: A Multidisciplinary Reference on Survey, Scale and Test Development* (p. 49-73). Wiley Blackwell. <http://dx.doi.org/10.1002/9781118489772.ch2>
- Dos Santos, R., Ninnin, L., Paillet, V., Salles, F. (2023). Étude de comparabilité de passations « papier crayon » et numérique. L'exemple de Cedre mathématiques collège. *Éducation & formations*, 105, 117-142. <https://doi.org/10.48464/ef-105-06>
- Duru-Bellat, M., Mingat, A. (1988). *De l'orientation en fin de cinquième au fonctionnement du collège. Vol. 2. Progression, notation, orientation : l'impact du contexte de scolarisation*, Les cahiers de l'Irédú.
- Duru-Bellat, M., Mingat, A. (1993). *Pour une approche analytique du fonctionnement du système éducatif*. Presses Universitaires de France.
- Fischer, J.-P., Thierry, X. (2022). Boy's math performance, compared to girls', jumps at age 6 (in the ELFE's data at least). *British Journal of Developmental Psychology*, 40, 504-519. <https://doi.org/10.1111/bjdp.12423>
- Fleury, D., Le Cam, M., Vourc'h, R. (2022). Panel des élèves entrés en CP en 2011. Performances à l'école élémentaire selon le niveau scolaire initial et l'origine sociale. *Note d'Information*, 22.14. DEPP. <https://doi.org/10.48464/ni-22-14>
- Fougère, D., Monso, O., Rain, A., Tô, M. (2017). Qui choisit l'école privée, et pour quels résultats scolaires ?. *Éducation & formations*, 95, 59-85. <https://dx.doi.org/10.48464/halshs-01760816>
- Gary-Bobo, R., Robin, J. (2014). La question des redoublements. Analyse économique et problèmes statistiques. *Revue économique*, 65, 5-45. <https://doi.org/10.3917/reco.651.0005>
- Grisay, A. (1997). *Évolution des acquis cognitifs et socio-affectifs des élèves au cours des années de collège*. Dossier Éducation & formations. DEPP.
- Guillerm, M., Monso, O. (2022). Évolution de la mixité sociale des collèges. *Note d'Information*, 22.26. <https://doi.org/10.48464/ni-22-26>
- Heidmann, L., Neirac L., Andreu, S., Conceicao, P., Eteve, Y., Fabre, M., Vourc'h, R. (2023). *Delayed learning to read and write during the COVID-19 pandemic: longitudinal study of the heterogeneous effects on all first graders in France*. SocArXiv qn9a8, Center for Open Science. <https://ideas.repec.org/p/osf/socarx/qn9a8.html>
- Lee, W.-C., Lee, G. (2018). *IRT linking and equating*. In P. Irwing, T. Booth, D. J. Hughes (dirs.), *The Wiley Handbook of Psychometric Testing: A Multidisciplinary Reference on Survey, Scale and Test Development* (p. 639-673). Wiley Blackwell. <https://doi.org/10.1002/9781118489772.ch21>
- Loyd, B. H., Hoover, H. D. (1980). Vertical equating using the Rasch model. *Journal of Educational Measurement*, 17(3), 179-193. <http://www.jstor.org/stable/1434833>
- Maldonado, J. E., De Witte, K. (2022). The effect of school closures on standardised student test out-comes. *British Educational Research Journal*, 48(1), 49-94. <https://doi.org/10.1002/berj.3754>
- Monso, O., Fougère, D., Givord, P., Pirus, C. (2019). Les camarades influencent-ils la réussite et le parcours des élèves ? *Éducation & formations*, 100, 23-52. <https://doi.org/10.48464/ef-100-02>
- Moulin, L. (2022). Do private schools increase academic achievement? Evidence from France. *Education Economics*, 31, 247-274. <https://doi.org/10.1080/09645292.2022.2061428>
- OECD. (2020). "Construction of indices", in *PISA 2018 Results (Volume III): What School Life Means for Students' Lives*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/0a428b07-en>

Peugny, C. (2013). *Le Destin au berceau. Inégalités et reproduction sociale*. Seuil, coll. « La République des idées ».

Rasch, G. (1980). *Probabilistic model for some intelligence and achievement tests*. University of Chicago Press.

Rinaldi, P., Pasqualetti, P., Volterra, V., Caselli, M. C. (2023). Gender differences in early stages of language development. Some evidence and possible explanations. *Journal of Neuroscience Research*, 101, 643–653. <https://doi.org/10.1002/jnr.24914>

Rocher, T. (2013). *Mesure des compétences : les méthodes se valent-elles ? Questions de psychométrie dans le cadre de l'évaluation de la compréhension de l'écrit*, [Thèse de doctorat en Psychologie, Université Paris Ouest Nanterre La Défense]. thèses.fr. <https://www.theses.fr/2013PA100176>

Stéfanou, A. (2017). Éducation prioritaire. Scolarité des élèves de 2007 à 2012. *Éducation & formations*, 95, 87-106. <https://doi.org/10.48464/halshs-01779982>

Terrier, C. (2020). Boys lag behind : How teachers' gender biases student achievement, *Economics of Education Review*, 77. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2020.101981>

Warm, T.A. (1989). Weighted likelihood estimation of ability in item response theory. *Psychometrika*, 54, 427-450. <https://doi.org/10.1007/BF02294627>

Yin, L., Fishbein, B., Bezirhan, U., Foy, P., von Davier, M. (2023). Examining country-level differences between digitalPIRLS data and bridge data. In M. von Davier, I. V. S. Mullis, B. Fishbein, & P. Foy (dirs.). *Methods and Procedures: PIRLS 2021 Technical Report* (p. 12.1-12.33). Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center. <https://doi.org/10.6017/lse.tpisc.tr2103.kb9281>

Les filles réussissent-elles mieux que les garçons leur première année d'études supérieures ?

Marianne Guille

Ali Skalli

Université Paris-Panthéon-Assas, LEMMA

Mots clés enseignement supérieur, probabilité de réussite, différentiel fille-garçon, choix de filières.

Keywords *tertiary education, chance of success, gender differentials, field of study choice.*

Citer Guille, M., Skalli, A. (2024). Les filles réussissent-elles mieux que les garçons leur première année d'études supérieures ? *Éducation & formations*, 107, 35-67. <https://doi.org/10.48464/ef-107-02>

Date de soumission de l'article : 16/11/2023

Date d'acceptation de l'article : 12/07/2024

Correspondance marianne.guille@u-paris2.fr

Rappel Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et pas les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori la DEPP et le SIES.

Résumé

Dans cette étude, nous apparions les données SISE aux données APB/Parcoursup pour les cohortes de bacheliers 2014-2019 afin d'explorer les facteurs susceptibles d'affecter les chances de réussite en première année à l'université en focalisant notre attention sur le genre. Nous comparons les différentiels de réussite fille-garçon observés à ceux estimés lorsque filles et garçons sont rendus comparables du point de vue de leurs caractéristiques individuelles, de celles de leur établissement d'origine et de la formation supérieure suivie. Nos résultats peuvent être résumés comme suit : (1) Les caractéristiques sociodémographiques et celles des établissements d'origine sont associées aux chances de réussite mais leur rôle semble moins important que celui de la performance scolaire du bachelier et, surtout, la filière suivie dans le supérieur. (2) Le différentiel fille-garçon est bien plus important lorsque leurs caractéristiques sont prises en compte, indiquant que leurs différences de caractéristiques modèrent le différentiel observé. (3) La caractéristique la plus contributive au différentiel fille-garçon est la filière suivie dans le supérieur : si filles et garçons faisaient les mêmes choix, le différentiel observé en faveur des filles serait plus important. (4) Nos résultats ne montrent pas d'effet significatif attribuable au passage de la plateforme APB à Parcoursup ni en matière de taux de réussite, ni en matière de différentiels fille-garçon dans les chances de réussite.

Abstract

In this study, we match SISE with APB/Parcoursup data for the 2014-2019 cohorts of new graduates to explore the role of the potential determinants of the probability of success in the 1st year of higher education, focusing our attention on gender. We compare the gender differential in chances of success observed with those estimated when girls and boys are made comparable in terms of their characteristics, those of their high school and academic discipline. Our results can be summarized as follows: (1) While sociodemographic and high school characteristics are associated with chances of success, their role seems less important than that of the graduate performance and, above all, the academic discipline. (2) The girl-boy differential is much greater when their characteristics are taken into account, indicating that their differences in these characteristics moderate the observed differential. (3) The characteristic that contributes most to the gender differential is the choice of academic discipline : if girls and boys made the same choices, the observed differential would be greater. (4) Our results show no significant effect attributable to the switch from the APB platform to Parcoursup, either in terms of success rates or in terms of gender differential in chances of success.

En France, le taux de réussite dans l'enseignement supérieur est depuis longtemps une préoccupation majeure. En effet, même si la non-réussite à un diplôme ne s'identifie pas nécessairement à un échec, par exemple lorsqu'elle se traduit par un redoublement ou une réorientation qui seront fructueux ou s'explique par l'obtention d'un emploi stable (Millet, 2012 ; Rossignol-Brunet, 2022), elle l'est dans de nombreux autres cas et engendre des coûts significatifs au niveau individuel et collectif. Or, elle demeure importante, notamment à l'université dans le premier cycle, malgré les diverses mesures prises pour y remédier depuis le Plan Réussite en Licence de 2007 (Duguet *et al.*, 2016 ; Zaffran & Aigle, 2020), particulièrement en première année. Ainsi, plus de la moitié des néo-bacheliers inscrits en première année de licence ou de formation de santé à la rentrée suivante ne réussissent pas à passer en deuxième année à la rentrée suivante, précisément 56 % des bacheliers 2021 à la rentrée 2022, 26 % faisant le choix de redoubler, 13 % de se réorienter dans une autre formation que la licence et 17 % de ne pas se réinscrire dans l'enseignement supérieur (Klipfel, 2023).

Interroger les déterminants de la réussite dans le supérieur, spécialement en première année, est donc d'une importance cruciale pour des raisons d'ordre éthique et économique. D'un point de vue éthique, l'enseignement supérieur étant un moyen efficace pour gommer les inégalités de chances ou d'opportunité, il est important d'identifier le poids de l'origine sociale parmi ses déterminants, mais aussi l'effet des mesures prises en faveur des élèves socialement défavorisés, par exemple, celui de l'obtention d'une bourse. Cela permettrait d'en évaluer l'efficacité et d'éclairer l'autorité de tutelle quant aux mesures alternatives envisageables. D'un point de vue économique, chaque redoublement, réorientation ou abandon engendre un coût privé pour l'étudiant ou sa famille mais aussi un coût social en raison du financement collectif de l'enseignement supérieur. S'agissant des coûts privés, une étude italienne de Aina et Casalone (2020) montre qu'un retard dans la diplomation d'une année réduit la probabilité d'emploi de 0,8 point et s'accompagne d'une pénalité salariale, ces deux effets persistant cinq ans après la fin des études. Elle montre aussi que les groupes les plus pénalisés sont les filles et les diplômés de filières non scientifiques¹. S'il est difficile de chiffrer les coûts sociaux, France Stratégie a estimé le seul coût des redoublements pour l'État à plus de 500 millions en 2017² et le manque à gagner annuel pour la collectivité des 20 % des étudiants entrés dans le supérieur qui en sortent non diplômés, soit 75 000 jeunes par an, à plusieurs milliards. Ces coûts se justifient notamment par la perception de moindres revenus et une entrée plus tardive sur le marché du travail qui engendrent une moindre contribution fiscale. Réduire ces coûts permettrait d'augmenter les rendements privés et sociaux de l'enseignement supérieur.

L'objet de cet article est donc d'analyser les déterminants de la réussite à la première année à l'université – au sens du taux de passage des néo-bacheliers en deuxième année sans redoubler – en tirant parti de l'ensemble de données très important dont on dispose depuis l'adoption en 2009 de la première plateforme d'affectation centralisée et automatisée mise en place pour organiser l'entrée dans l'enseignement supérieur (APB), remplacée en

1. De manière plus générale, plusieurs études montrent que le rendement privé de l'éducation diminue avec le temps mis pour finir ses études (pour la France : Skalli, 2001).

2. Cette évaluation est obtenue en multipliant le nombre d'années redoublées par le coût moyen annuel d'un étudiant à l'université proche de 7 000 € pour l'État. La dépense totale moyenne annuelle par étudiant est estimée à 12 800 € en 2021 y compris coût de l'apprentissage et aides fiscales et sociales (SIES, 2023).

mars 2018 par Parcoursup à la suite de l'adoption de la loi ORE³. Les résultats présentés ici sont tirés du rapport que notre équipe a consacré à l'analyse plus large de la plateforme Parcoursup comme outil au service de la loi ORE (Cavaco et al., 2023)⁴.

Depuis 2019, quelques études ont commencé à analyser ces données de façon partielle ou plus complète, en se plaçant généralement du côté des formations de destination. Parmi celles-ci, on relève les différents rapports annuels du CESP, en particulier Lenoir et al. (2019) et Falque-Pierrotin et al. (2022), les travaux coordonnés par Bluntz et Lemistre (2022) qui portent sur les données APB 2016, et ceux de Bechichi et al. (2021a, 2021b) qui analysent la ségrégation à l'entrée des formations du supérieur à partir des données d'APB et Parcoursup exploitées de manière systématique.

Trois études ont particulièrement retenu notre attention car elles étudient la réussite des étudiants en croisant le même type de données que la nôtre. Celle de Bechichi et Thebault (2021) évalue l'impact des préférences des lycéens sur leur parcours dans le supérieur en croisant les données exhaustives APB pour les cohortes 2013 à 2017 avec les données SISE 2013 à 2018 afin d'observer le parcours des candidats considérés comme prioritaires aux licences en sous-capacité (dites « en tension ») pour lesquelles ils étaient départagés par un tirage au sort. En utilisant le tirage au sort comme une variable instrumentale, les auteurs montrent que l'admission à la licence « en tension » préférée (premier vœu) a un impact positif sur le devenir des candidats : ils ont plus de chances de s'inscrire dans le supérieur, de poursuivre leurs études ou de valider leur année que les candidats perdants au tirage au sort, particulièrement les lycéens peu performants. Ces résultats suggèrent qu'attribuer aux candidats leur formation en sous-capacité préférée permet d'améliorer leur réussite. Ils sont confortés par Bluntz et Boulet (2022) qui montrent que si 44 % des bacheliers 2016 réussissent leur L1 sans la redoubler, ils ne sont que 36 % dans ce cas quand cette licence n'était pas leur premier vœu. Cependant, la loi ORE ayant supprimé le classement des vœux des candidats (en tout cas au début de la procédure) et permis aux formations universitaires de classer les candidats en fonction de leurs dossiers, les données Parcoursup ne peuvent être utilisées pour comparer l'efficacité des deux systèmes à l'aune de ce critère. Enfin, l'étude de Blanchard et Lemistre (2023) porte sur un groupe de 5 000 bacheliers scientifiques issus du panel de bacheliers 2014 (Ministère de l'Éducation nationale, MEN et Ministère de l'Enseignement supérieur et de la recherche, MESR) et inscrits dans l'enseignement supérieur à la rentrée 2014. Elle montre que les bacheliers S sont moins nombreuses à choisir les sciences mais aussi à y rester (53 % de moins de chances que les bacheliers S) dans les quatre ans qui suivent (abandon ou réorientation).

Nous nous inspirons de ces études et de quelques autres portant sur d'autres données citées par la suite, pour analyser les déterminants de la réussite à la première année de l'ensemble des néo-bacheliers en appariant les données SISE aux données APB et Parcoursup et en nous intéressant plus particulièrement au rôle du genre. En effet, dans une société parfaitement égalitaire du point de vue du genre, un différentiel de réussite entre filles et garçons ne devrait pas exister, toutes choses égales par ailleurs. Pourtant, on observe souvent un différentiel de réussite en faveur des filles. Ainsi, en France, 49 % des bacheliers 2016 inscrites en première année à la rentrée suivante ont obtenu leur licence en trois ou quatre ans vs seulement

3. Voir Grenet (2022) pour une analyse des algorithmes d'affectation dans le système éducatif français.

4. Cette étude a été réalisée dans le cadre du projet LORIET.

36 % des bacheliers (Ménard, 2021). Ce différentiel statistique également observé dans tous les pays de l'OCDE (2022), n'est cependant, pas toujours conforté par les études empiriques qui cherchent à le mesurer en intégrant un certain nombre de caractéristiques afin de prendre en compte le rôle d'autres déterminants (Berg & Hofman, 2005 ; Allen *et al.*, 2008, Newman-Ford *et al.*, 2009 ; Wolniak & Engberg, 2010 ; Richardson *et al.*, 2012). Par exemple, l'avantage des filles pourrait s'expliquer par le fait qu'elles choisissent des disciplines plus faciles ou ont obtenu de meilleurs résultats au lycée. Une des raisons qui peut être avancée à l'ambiguïté de ces résultats est que la plupart de ces études sont fondées sur des échantillons restreints, comprenant une seule université, quelques disciplines ou un panel spécifique. Pour la France, il est notamment conforté par Morlaix et Perret (2013) qui analysent les résultats d'environ 5 000 néo-bacheliers inscrits en première année à l'université de Bourgogne entre 2005 et 2011, afin d'évaluer l'efficacité du Plan Licence, et montrent que les filles réussissent mieux leur première année que les garçons, à l'exception des titulaires d'un baccalauréat littéraire. De même, Brinbaum *et al.* (2018) montrent à partir d'un panel d'élèves de la DEPP du MEN que parmi 2 051 jeunes entrés à l'université (hors études de santé) entre 2002 et 2006, 63 % des filles obtiennent une licence en trois ans ou plus vs 58 % des garçons.

Notre objectif est d'évaluer précisément ce différentiel de réussite à la première année sur une période assez longue (2014-2019) et à partir de données nationales, riches aussi bien dans leur volume que dans leur qualité, et permettant aussi de l'analyser. En effet, expliquer un éventuel différentiel est important pour comprendre son origine et éventuellement essayer de prendre des mesures pour le limiter.

Il s'agit d'abord d'examiner si ce différentiel est plutôt révélateur d'un avantage pour les filles ou d'un désavantage pour les garçons. Dans les deux cas, expliquer les écarts observés permet de suggérer des pistes de réflexion quant à d'éventuelles mesures permettant d'améliorer la réussite en ciblant spécifiquement les filles ou les garçons. Angrist *et al.* (2009) par exemple, ont montré que les résultats des filles étaient plus sensibles aux incitations, comme des bourses accordées au mérite académique ou l'offre de soutien scolaire. Ils montrent aussi que les filles ayant bénéficié d'une bourse et de l'aide scolaire continuaient à faire mieux que les garçons, même après la fin de ces incitations. Il s'agit aussi d'interroger la nature des différences observées. Résultent-elles d'un effort plus important des filles, de meilleures dispositions scolaires (Frickey & Primon, 2002) ou de choix d'orientation différenciés s'expliquant par un comportement stratégique les amenant à choisir les filières leur semblant plus accessibles ou dans lesquelles elles pensent avoir un avantage comparatif concernant la réussite ? Leur avantage sur le plan de la réussite disparaîtrait-il si elles faisaient les mêmes choix que les garçons ou serait-il renforcé ?

Pour répondre à ces questions, nous exploitons le riche ensemble de données disponibles en incluant dans les spécifications estimées tous les déterminants observés de la probabilité de réussite, en particulier, ceux habituellement considérés dans la littérature en économie⁵. Toutefois, comme la plupart des autres études, nous ne pouvons observer d'autres déterminants, tels que les aptitudes à l'apprentissage, les capacités cognitives, les préférences ou les effets de pairs. Par exemple, Jacob (2002) attribue une partie des différentiels de genre en matière de participation et d'achèvement des études universitaires

5. Voir Duguet *et al.* (2016) pour une revue de la recherche en éducation sur les déterminants de la réussite à l'université dans le contexte français.

à des différences de capacités non cognitives, notamment le fait que les filles seraient plus prévoyantes lorsqu'elles prennent des décisions ayant des conséquences à long terme. Certains des effets estimés peuvent donc être entachés d'un biais d'endogénéité. Par exemple, les résultats obtenus dans le secondaire peuvent être en partie dus à des caractéristiques non observées des élèves⁶. Nos résultats reflètent donc davantage des associations entre la probabilité de réussite et certains déterminants potentiels que des effets causaux. Les déterminants de la probabilité de succès n'étant que partiellement observés, le différentiel de genre est estimé toutes choses égales par ailleurs et une partie du différentiel demeure inexpliquée.

Dans la section qui suit, nous présentons la méthodologie utilisée pour évaluer et analyser le différentiel de genre dans les chances de réussite à la première année. Dans les deux sections suivantes, nous analysons le différentiel fille-garçon estimé puis les facteurs explicatifs de ce différentiel.

Méthodologie d'estimation et d'analyse du différentiel de réussite lié au genre

Notre analyse du différentiel de genre dans les chances de réussite à la première année se fonde sur l'appariement de trois sources de données : les données SISE, APB et Parcoursup, et des données ouvertes du ministère chargé de l'éducation nationale ■ **ENCADRÉ 1**.

Concrètement, nous mesurons la réussite des seuls néo-bacheliers inscrits en première année (hors redoublants et réorientés) par leur passage en deuxième année à la rentrée suivante (sans redoubler). Par exemple, un étudiant ayant obtenu son baccalauréat au terme de l'année scolaire 2018-2019 (observé dans Parcoursup) et inscrit à l'année universitaire 2019-2020 (observé dans SISE) a, ou non, réussi sa première année selon qu'il est inscrit, ou non, en deuxième année en 2020-2021 (observé dans SISE)⁷.

Avant de présenter notre méthodologie, nous commençons par comparer les taux de réussite des filles et des garçons en première année pour chaque cohorte de bacheliers observée. Comme l'illustre la **figure 1**, ces statistiques montrent d'abord que le différentiel de réussite fille-garçon est *a priori* relativement faible, sa valeur la plus élevée, de 3 points de pourcentage (pp.) étant atteinte pour la cohorte 2014.

Cependant, ce différentiel évolue dans le temps à la baisse, devenant quasi-nul dès la cohorte 2017, voire même tourner à l'avantage des garçons pour la cohorte 2018. Ces observations semblent suggérer que filles et garçons ont à peu près autant de chances de réussir leur première année. Nous testons cette hypothèse dans cet article.

⁶ Ainsi Brinbaum et al. (2018) montrent que la réussite des apprentissages en primaire, mesurée par les évaluations en sixième, a un effet positif sur le taux de réussite en licence en trois ans ou plus de 2 051 jeunes entrés à l'université (hors études de santé) entre 2002 et 2006, quelle que soit leur origine sociale.

⁷ Les bacheliers ayant obtenu leur baccalauréat l'année N et inscrits dans le supérieur cette même année sont identifiés comme ayant le niveau 1 dans les données « SISE inscrits ». Ils sont considérés comme ayant réussi en une année leur première année d'enseignement supérieur s'ils sont identifiés comme ayant atteint le niveau 2 l'année N + 1 ; ceux ayant toujours le niveau 1 cette année-là, qu'ils aient changé de filière ou non, sont donc considérés comme n'ayant pas réussi en un an, leur première année.

ENCADRÉ 1 Données utilisées

Les données utilisées émanent de trois sources différentes.

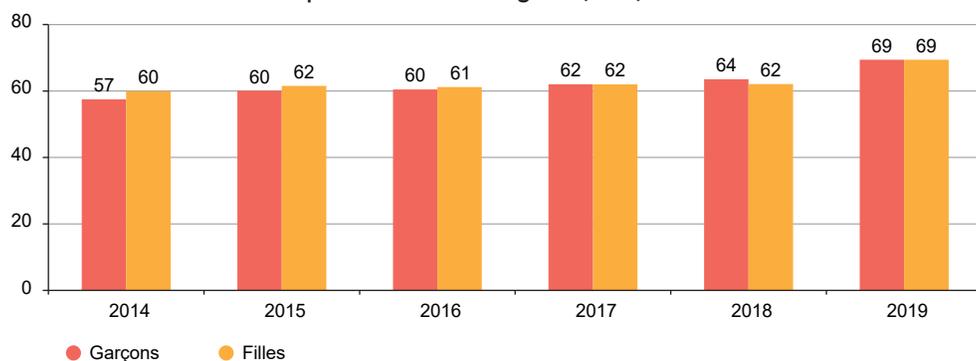
1) L'ensemble des données SISE (Système d'information sur le suivi des étudiants) produites par la sous-direction des Systèmes d'information et études statistiques (SIES) du MESR. Il couvre l'ensemble des étudiants inscrits dans les établissements publics d'enseignement supérieur sous tutelle du ministère chargé de l'enseignement supérieur en France métropolitaine et dans les territoires d'Outre-mer du champ de l'enquête mises à notre disposition dans le cadre du projet LORIET (essentiellement les universités, dont les IUT, les grands établissements et quelques écoles). Il se décline en deux volets, le volet des inscrits, qui fournit des informations sur l'établissement d'inscription, la formation suivie et des indicateurs sur les étudiants, comme leur baccalauréat, des caractéristiques sociodémographiques, et le volet des résultats obtenus chaque année. Nous disposons des vagues 2014 à 2020.

2) Les données APB et Parcoursup. Nous apparions les données SISE, qui ne donnent qu'une information partielle sur l'origine des étudiants, en particulier, leur établissement d'origine ou leurs résultats au baccalauréat, aux données APB pour les vagues 2014-2017 et aux données Parcoursup pour les vagues 2018 et 2019. Cette seconde source de données est très riche s'agissant des vœux formulés en matière de formations supérieures, des réponses reçues de ces formations, et des informations sur l'établissement d'origine et les résultats au baccalauréat des candidats.

3) Les données ouvertes du MEN. Elles complètent ces deux sources, en donnant, par exemple l'indice de position sociale (IPS), les effectifs enseignants du second degré par établissement et des indicateurs de performance tels que le taux de réussite ou le taux de mention au baccalauréat.

L'ensemble des variables utilisées, leur source (SISE, APB, Parcoursup, données ouvertes) et la manière dont elles ont été codées en vue de l'exploitation statistique est précisé dans l'**annexe A** disponible en ligne : <https://ef-sies.depp.education.fr>.

■ **FIGURE 1** Taux de réussite par cohorte selon le genre (en %)



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : parmi les étudiants ayant obtenu leur baccalauréat en 2014, 60 % des filles s'étant inscrites en première année de l'enseignement supérieur à la rentrée 2014 se sont inscrites en deuxième année à la rentrée 2015, le taux correspondant pour les garçons étant, lui, de 57 %.

Champ : ensemble des néo-bacheliers ayant postulé pour intégrer l'enseignement supérieur via la plateforme APB (2014 à 2017) ou Parcoursup (2018 à 2019) et s'étant inscrits dans une formation supérieure relevant du champ de l'enquête SISE.

Source : données APB/Parcoursup appariées aux données SISE ; calculs des auteurs.

Dans cet objectif, nous considérons que la réussite d'un étudiant, décrite ici par une simple variable binaire, peut être expliquée par une fonction de production dont les facteurs sont approximés par des ensembles d'indicatrices.

Notre spécification de départ est donc :

$$O_i = S_i\beta_S + E_i\beta_E + L_i\beta_L + D_i\beta_D + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, N$$

où O est une variable binaire indiquant si le néo-bachelier a réussi sa première année sans redoubler ; S comprend p indicatrices sociodémographiques de l'élève ; E , q indicatrices de son profil lycéen ; L , r indicatrices des caractéristiques de l'établissement d'origine ; D , s indicatrices des caractéristiques de la formation de destination.

Parmi les variables démographiques généralement considérées, figurent le genre, mais aussi l'âge, dont l'impact est ambigu. Ainsi, Newman-Ford *et al.* (2009) ne trouvent pas de corrélation significative, Richardson *et al.* (2012) suggèrent que les étudiants plus âgés s'adaptent mieux à l'université et Berg et Hofman (2005) ou De Clercq *et al.* (2012) qu'ils obtiennent des résultats moins satisfaisants, ce qui peut s'expliquer en partie par le fait que les redoublants, plus âgés, obtiennent souvent des résultats moins favorables. Nous prenons donc en compte l'âge des néo-bacheliers en distinguant les diplômés avant ou après 18 ans des diplômés à 18 ans, âge habituel d'obtention du baccalauréat.

Nous considérons aussi l'origine géographique du bachelier, souvent ignorée dans la littérature. Ainsi, les bacheliers français sont distingués des autres bacheliers de l'UE et des bacheliers extra-européens afin de tenir compte de différences culturelles, de conditions de vie ou d'éducation antérieurement reçues pouvant avoir un impact sur la réussite.

Le groupe S de variables sociodémographiques inclut également des indicatrices de la catégorie socioprofessionnelle du parent référent du bachelier (parent 1). L'influence notable du statut socioéconomique a été mise en évidence depuis Coleman (1968) pour les États-Unis ou Bourdieu (1986) pour la France. Si des travaux plus récents ont relativisé cet effet sans le remettre en cause (Allen *et al.*, 2008 ; Sacket *et al.*, 2009 ; Richardson *et al.*, 2012 ; Westrick *et al.*, 2015 ; Schneider & Preckel, 2017), ils ne portent toutefois pas sur la France où l'origine sociale ne semble pouvoir être négligée⁸. Ainsi, Bluntz et Boulet (2022) montrent que l'origine sociale influence la réussite des bacheliers 2016 à leur première année de licence. Même si cet effet est modéré, il est durable car 52 % des bacheliers 2016 issus de classes sociales très favorisées inscrits en L1 ont obtenu leur licence en trois ou quatre ans vs seulement 35 % de ceux issus de classes sociales défavorisées (Ménard, 2021)⁹.

La relative faiblesse des effets estimés dans ces études interroge à un double titre. D'abord, si le fait d'être boursier est utilisé comme critère, elle signifierait que l'octroi de bourses sur critères sociaux comme outil d'égalisation des chances n'aurait qu'un effet modéré sur la réussite dans le supérieur. Pour la France, Morlaix et Suchaut (2012) par exemple, suggèrent que le fait d'être boursier est associé à près d'un demi-point de réussite en moyenne en moins en première année. Cela peut s'expliquer par le fait que les critères d'éligibilité à une

8. Voir Duru-Bellat (2002) qui considère que si l'origine sociale a un effet modéré sur la réussite dans le supérieur, qui dépend largement de la réussite scolaire passée et du baccalauréat obtenu, elle impacte largement les choix d'orientation.

9. Brinbaum *et al.* (2018) mettent aussi en évidence un effet significatif du milieu social sur la réussite en licence des étudiants de leur panel.

bourse sont liés au statut socioéconomique, qui est négativement corrélé à la performance académique. Pourtant, Fack et Grenet (2015) montrent que le fait d'être éligible à une bourse de 1 500 euros par an en France a un impact positif de 3,7 pp. sur la probabilité de réussir sa première année sans redoubler. Ce résultat est conforme aux prédictions d'autres études suggérant qu'élargir les critères de sélection aux bourses aurait un effet positif sur l'inscription et la rétention des élèves éligibles à l'université (Dynarski, 2001 ; Castleman & Long, 2016). Nous introduisons donc une indicatrice du statut de boursier ou non de l'étudiant pour vérifier cet impact éventuel.

L'effet modéré du statut socioéconomique peut aussi être dû à un effet de sélection lié au fait que l'enseignement supérieur n'est accessible qu'aux bacheliers, ce qui implique que la performance dans le secondaire ou le profil des élèves jouent un rôle aussi important. De fait, plusieurs études montrent que les résultats obtenus au lycée influencent la réussite dans le supérieur (Allen *et al.*, 2008 ; Chen & Sun, 2015 ; Westrick *et al.*, 2015 ; Schneider & Preckel, 2017 ; Galla *et al.*, 2019). De même, des études françaises, comme Prouteau (2009) ou Morlaix et Suchaut (2012), montrent que le choix de la filière au baccalauréat influence la réussite des étudiants, ceux de la série scientifique réussissant le mieux à l'université ; bien au-dessus des bacheliers technologiques ou professionnels. Pour ces raisons, nous incluons dans notre spécification, un ensemble de variables (groupe E) indicatrices du profil lycéen. Nous distinguons ainsi les néo-bacheliers selon qu'ils détiennent un baccalauréat professionnel, technologique ou général et, parmi ces derniers, selon la série du bac (scientifique, économique et social, littéraire). Bluntz et Boulet (2022) montrent aussi que la réussite en L1 des bacheliers 2016 est d'abord liée au niveau scolaire avant et au moment du bac. Nous incluons donc aussi la mention obtenue au baccalauréat comme indicateur de la performance scolaire antérieure du néo-bachelier (Très bien, Assez bien, Bien, Passable et Rattrapage).

Enfin, comme le suggèrent les travaux sur l'effet de la qualité de l'éducation (Hanushek, 1997 ; Rivkin *et al.*, 2005), les caractéristiques de l'établissement du secondaire fréquenté peuvent influencer la performance dans le supérieur, ce qui est démontré notamment par Wolniak et Engberg (2010) ou Torenbeek *et al.* (2010). Nous introduisons ces caractéristiques dans le groupe L. Les néo-bacheliers sont aussi caractérisés selon qu'ils proviennent d'un établissement public ou privé sous contrat avec l'État. Puis des indicatrices du quartile de la distribution des IPS des établissements sont incluses en supposant que plus cet indice est élevé, plus il est favorable à la réussite de l'élève¹⁰. L'inclusion de cette variable permet aussi de tenir compte d'éventuels effets de pairs, ce qui peut s'avérer intéressant car les évaluations de ces effets sont plutôt ambiguës¹¹. Ce type d'effet, s'il existe, peut aussi être indirectement pris en compte par l'inclusion d'indicatrices de la performance de l'établissement d'origine, même si nous les introduisons d'abord comme mesures de la qualité de l'éducation antérieurement reçue, sous la forme d'indicatrices des quartiles de la distribution des taux de mention au baccalauréat¹².

10. Voir Rocher (2016) pour la construction des IPS. Nous ne disposons de l'IPS que pour l'année 2023 et supposons donc implicitement qu'entre 2014 et 2023, sa distribution n'a pas significativement changé.

11. Caldas et Bankston (1997) suggèrent un effet positif du statut socioéconomique des pairs sur les résultats des lycéens mais l'effet de la performance des pairs, positif dans certaines études (Booij *et al.*, 2016) est non significatif dans d'autres (Golsteyn *et al.*, 2020).

12. D'autres indicateurs sont disponibles grâce aux données ouvertes du MEN, tels que les taux de réussite, les taux d'accès de la première à la terminale, la valeur ajoutée de l'établissement, etc. Ces indicateurs étant corrélés entre eux, nous introduisons seulement les taux de mention au baccalauréat.

L'originalité de notre spécification réside plus particulièrement dans l'inclusion du groupe D, indicatrices des caractéristiques de la formation de destination. L'idée est que la réussite dépend aussi du type de formation à laquelle le néo-bachelier a finalement eu accès en raison d'un éventuel effet de sélection, les choix des formations dépendant eux-mêmes des caractéristiques des candidats, de leur parcours antérieur et performance au baccalauréat. En outre, les chances de réussite d'un étudiant ayant un niveau donné peuvent être plus élevées dans certaines formations que dans d'autres. Nous distinguons d'abord entre les types de formations¹³ (licence ; préparation aux grandes écoles à l'université ; écoles supérieures ; autres formations, en général, courtes, principalement les IUT¹⁴) puis, entre quatre familles de disciplines (Droit et économie ; Sciences [hors études médicales] ; Littérature et sciences humaines et sociales ; Études médicales et paramédicales)¹⁵ et enfin, la qualité de l'appariement entre le bachelier et la formation supérieure. En effet, nous introduisons une indicatrice prenant la valeur 1 lorsqu'il a émis un « OUI définitif » à la proposition d'admission d'une formation à laquelle il a postulé dès la phase dite normale ou principale des procédures APB ou Parcoursup¹⁶. L'idée est que l'acceptation par une formation souhaitée dès la première phase révèle en quelque sorte à la fois la qualité de l'élève et la cohérence de ses vœux, même s'il est possible que les chances de réussite soient différentes selon que la formation suivie ait été choisie ou acceptée par dépit.

C'est donc la spécification décrite ci-dessus que nous estimons et discutons par la suite. Elle permet d'estimer, toutes choses égales par ailleurs, le différentiel de réussite fille-garçon et son évolution entre 2014 et 2019. Nous estimons également cette spécification pour chacun des genres séparément, ce qui nous permet par la suite de décomposer la différence estimée afin d'en identifier les causes, selon les méthodes présentées dans l'**encadré 2**. Il s'agit de la décomposition dite Oaxaca-Ransom (1994) et de celle de Brown et al. (1980). La première permet de distinguer dans le différentiel fille-garçon, la part attribuable à des différences dans leurs caractéristiques et dotations individuelles et celle liée à des différences dans les « rendements » en termes de probabilité de réussite de ces caractéristiques. Par rapport à la décomposition plus traditionnelle de Oaxaca (1973) et Blinder (1973), elle permet aussi de comparer les rendements estimés à ceux qui auraient été observés en l'absence de toute différence de rendements liée au genre, et donc d'évaluer dans quelle mesure le différentiel estimé représente un avantage pour un genre et un désavantage pour l'autre. La décomposition de Brown et al. (1980) permet, en plus, de mesurer l'effet des choix de disciplines d'enseignement supérieur différenciés des filles et des garçons.

13. Cette classification n'est pas véritablement révélatrice du caractère sélectif ou non des formations. Certes, les IUT sont considérés comme sélectifs mais certaines licences peuvent l'être aussi, pour des raisons de stratégie d'établissement, par exemple les bi-licences, ou en raison de taux de pression élevés, par exemple dans les études de droit. Voir Rossignol-Brunet (2022) pour une analyse de la poursuite d'études dans les licences sélectives en humanités.

14. Les BTS et CPGE ne font pas partie du champ de l'enquête SISE.

15. Une classification plus fine des disciplines sera considérée ensuite lors de l'analyse des choix différenciés de disciplines selon le genre. Nous distinguons comme de nombreuses études (voir Blanchard & Lemistre, 2023), les études de santé des autres disciplines scientifiques, en raison notamment de leur organisation différente (concours d'entrée en PACES).

16. Les recrutements hors plateformes APB/Parcoursup ne sont pas pris en compte car seuls les étudiants présents à la fois dans les données APB/Parcoursup et SISE sont considérés. Par ailleurs, certaines filières ont été intégrées au fil du temps dans ces plateformes (par exemple, les IFSI, certaines écoles d'ingénieurs ou de commerce). Elles sont prises en compte à condition qu'elles fassent partie du champ de l'enquête SISE.

Étant donnée la nature binaire de la variable expliquée, la spécification ci-dessus peut être estimée de diverses manières, les plus basiques étant le modèle de probabilité linéaire et le modèle *probit*. Toutefois, notre comparaison des chances de réussite des filles et des garçons consistant en la décomposition des différentiels fille-garçon, elle peut être drastiquement simplifiée en utilisant le modèle de probabilité linéaire. Il pose néanmoins deux problèmes bien connus : celui de l'hétéroscédasticité et celui de l'interprétabilité des prédictions pour ce qui est des probabilités.

S'agissant de l'hétéroscédasticité, nous adoptons la procédure traditionnelle (moindres carrés pondérés de Goldberger, 1964) pour la corriger. Nous comparons par ailleurs les estimations du modèle de probabilité linéaire à celles issues d'un modèle *probit* afin de nous assurer de leur cohérence.

Disposant des données APB et Parcoursup concernant six cohortes de néo-bacheliers sur la période 2014 à 2019 observées en première année dans les vagues SISE 2015-2020, nous estimons les spécifications ci-dessus pour l'ensemble des cohortes et pour chacune des cohortes et ainsi, examinons l'évolution dans le temps des chances de réussite ainsi que celle des poids relatifs de chaque déterminant. Il aurait été intéressant d'interroger le rôle éventuel du passage de la plateforme APB à Parcoursup, toutefois, nous n'observons que deux cohortes de bacheliers concernées par Parcoursup et la deuxième (2019) est très particulière. En effet, les taux de réussite ont très vraisemblablement été influencés par la crise du Covid-19 qui a eu une forte incidence sur les conditions d'enseignement et d'examens dans les établissements d'enseignement supérieur en 2020. De ce fait, il est très difficile d'établir un lien de causalité entre les évolutions observées et le changement de plateforme d'affectation.

Différentiel fille-garçon dans les chances de réussite à leur première année d'études supérieures

Dans le **tableau 1**, nous présentons les résultats de l'estimation de la spécification décrite ci-dessus à partir du modèle de probabilité linéaire et du modèle *probit* pour vérifier la cohérence des résultats obtenus. Ce premier ensemble de résultats est issu de l'échantillon empilant les six cohortes de néo-bacheliers observées (2014 à 2019), c'est pourquoi nous incluons, outre les variables discutées plus haut, des effets fixes de cohortes. Même si les estimations issues des deux approches ne sont pas directement comparables, celles du modèle de probabilité linéaire étant des effets marginaux ; celles du modèle *probit*, des coefficients bruts, on constate une cohérence totale entre les deux approches quant à la significativité des paramètres estimés et de leurs signes.

De plus, toutes les variables sont significatives, voire très significatives et généralement, dans le sens attendu. En revanche, le coefficient de détermination ajusté estimé par le modèle de probabilité linéaire (R² ajusté de 23 %) suggère que les caractéristiques inobservées ou inobservables expliquent plus de 75 % de la variabilité du taux de réussite.

Le premier résultat qui nous intéresse ici se rapporte à l'effet du genre : toutes caractéristiques observées égales, les filles ont en moyenne une probabilité de réussir leur première année sans la redoubler supérieure de près de 5 pp. à celle des garçons.

ENCADRÉ 2 Décomposition du différentiel fille-garçon dans les chances de réussite

Notons γ_F et γ_G les vecteurs de paramètres estimés de notre spécification pour les filles et les garçons, respectivement ; X , le vecteur de variables explicatives unissant E , S , D et L , à l'exception de l'indicatrice de genre ; X_F et X_G , ce même vecteur pour les filles et les garçons, respectivement ; p_F et p_G , les probabilités de réussite prédites des filles et des garçons. Pour chaque individu, i , nous pouvons écrire :

$$p_{iF} = X_{iF}\gamma_F$$

$$p_{iG} = X_{iG}\gamma_G$$

Dans l'hypothèse d'une situation égalitaire où il n'y aurait aucun différentiel de probabilité de réussite lié au genre et où les caractéristiques, X , auraient le même effet sur cette probabilité, indépendamment du genre, estimer les deux équations ci-dessus serait équivalent à estimer une spécification commune aux filles et aux garçons :

$$p_i = X_i\gamma$$

Une décomposition du type Oaxaca-Ransom (1994) permet de distinguer trois éléments constitutifs du différentiel de réussite entre filles et garçons selon l'équation suivante :

$$\bar{p}_F - \bar{p}_G = \bar{X}_F(\gamma_F - \gamma) + \bar{X}_G(\gamma - \gamma_G) + (\bar{X}_F - \bar{X}_G)\gamma \quad (1)$$

Le membre de gauche de cette égalité mesure le différentiel moyen de probabilité de réussite des filles par rapport aux garçons puisque \bar{p}_F et \bar{p}_G désignent respectivement la probabilité prédite de réussite de la « fille moyenne » et du « garçon moyen ». Le membre de droite décompose ce différentiel en trois éléments. Le premier terme, $\bar{X}_F(\gamma_F - \gamma)$, représente la part liée à l'éventuelle différence entre les rendements de réussite des filles et ceux correspondant à une situation égalitaire. Il représente donc l'avantage des filles par rapport à cette référence s'il est positif et un désavantage s'il est négatif. Le deuxième terme, $\bar{X}_G(\gamma - \gamma_G)$, représente la part liée à l'éventuelle différence entre les rendements de réussite des garçons et ceux d'une situation égalitaire. Il représente donc le désavantage des garçons par rapport à cette référence s'il est positif et un avantage s'il est négatif. Le troisième terme, $(\bar{X}_F - \bar{X}_G)\gamma$, représente la part explicable par des différences dans les caractéristiques des filles et des garçons, c'est-à-dire, leurs dotations observées. Chacun des trois termes du membre de droite peut, à son tour, être décomposé en cinq termes correspondant à un groupe de variables parmi E , S , D , L ou les indicatrices de cohortes.

Cette approche ne peut nous éclairer sur le différentiel de réussite lié au constat souvent observé que filles et garçons ont tendance à choisir des disciplines différentes. Or, les probabilités de réussite peuvent être influencées par ces choix, par exemple un des deux groupes peut s'orienter vers des disciplines plus difficiles que les autres. Cela peut être rapproché de la démarche de Brown *et al.* (1980) qui évaluent les différentiels de salaire femmes/hommes en tenant compte de la ségrégation et donc de la distribution inter-professionnelle des emplois. Nous adaptons leur méthodologie afin de tenir compte des choix différenciés des filles et garçons selon les disciplines.

Supposons que l'on distingue entre L disciplines, $l=1, \dots, L$ et notons π_{Fl} et π_{Gl} , les proportions respectives de filles et de garçons dans la discipline l . La décomposition de Brown, Moon et Zoloth peut être vue comme une extension de celle de Oaxaca-Ransom car elle permet en plus d'isoler la part des différences entre genres liées

aux disciplines et filières choisies. Nous pouvons l'écrire :

$$\begin{aligned} \bar{p}_F - \bar{p}_G &= \sum_l \pi_{Gl} \bar{X}_{Fl} (\gamma_{Fl} - \gamma_l) \\ &+ \sum_l \pi_{Gl} \bar{X}_{Gl} (\gamma_l - \gamma_{Gl}) + \sum_l \pi_{Gl} (\bar{X}_{Fl} - \bar{X}_{Gl}) \gamma_l \\ &+ \sum_l (\pi_{Fl} - \pi_l) \bar{p}_{Fl} + \sum_l (\pi_l - \pi_{Gl}) \bar{p}_{Fl} \end{aligned} \quad (2)$$

où π_l représente le poids de la discipline l , tous genres confondus.

Là aussi, le membre de gauche de cette égalité mesure le différentiel moyen de probabilité de réussite des filles par rapport aux garçons, \bar{p}_F et \bar{p}_G désignant respectivement la probabilité prédite de réussite de la « fille moyenne » et du « garçon moyen » mais le membre de droite décompose ce différentiel en cinq éléments.

Le premier terme, $\sum_l \pi_{Gl} \bar{X}_{Fl} (\gamma_{Fl} - \gamma_l)$, représente la moyenne pondérée (des effectifs des

filles par discipline) des écarts de probabilité de réussite des filles par discipline par rapport à une situation égalitaire dans la discipline. Il représente donc l'avantage des filles par rapport à cette référence s'il est positif et un désavantage s'il est négatif.

Le deuxième terme, $\sum_l \pi_{Gl} \bar{X}_{Gl} (\gamma_l - \gamma_{Gl})$, se prête à une interprétation symétrique pour les

garçons. Il représente donc le désavantage des garçons par rapport à la référence égalitaire dans la discipline s'il est positif et un avantage s'il est négatif. Le troisième terme, $\sum_l \pi_{Gl} (\bar{X}_{Fl} - \bar{X}_{Gl}) \gamma_l$ représente la part explicable par des différences dans les

caractéristiques ou dotations individuelles des filles et des garçons. Le quatrième terme, $\sum_l (\pi_{Fl} - \pi_l) \bar{p}_{Fl}$, compare la probabilité de réussite des filles étant donnée leur réelle

distribution dans les différentes disciplines à la probabilité de réussite qui aurait été prédite si filles et garçons étaient également distribués dans ces mêmes disciplines. Il mesure ainsi le différentiel de chances de réussite lié à la sur-représentation des filles dans certaines disciplines. Le cinquième terme, $\sum_l (\pi_l - \pi_{Gl}) \bar{p}_{Fl}$, compare la probabilité de

réussite qui aurait été prédite si filles et garçons étaient également distribués dans les différentes disciplines à la probabilité de réussite des garçons étant donnée leur réelle distribution dans ces mêmes disciplines. Par symétrie, il mesure donc le différentiel de chances de réussite lié à la sous-représentation des garçons dans les disciplines majoritairement féminines.

Là aussi, chacun des cinq termes du membre de droite peut lui-même être décomposé en cinq termes correspondant à un groupe de variables parmi E, S, D, L ou les indicatrices de cohortes.

■ **TABLEAU 1** Les déterminants de la probabilité de réussir la première année sans redoubler pour les bacheliers des cohortes 2014 à 2019

	Modèle de prob. linéaire	Modèle Probit
Constante	- 0,2315***	- 2,1172***
Fille (réf. Garçon)	0,0483***	0,1280***
Caractéristiques socio-démographiques		
Âge < 18 (réf. Âge = 18)	- 0,0078***	- 0,0230***
Âge > 18 (réf. Âge = 18)	- 0,0577***	- 0,1633***
Nationalité non UE (réf. Française)	- 0,0763***	- 0,1161***
Nationalité UE hors FR (réf. Française)	0,0314***	0,0884***
PCS défavorisée (réf. PCS moyenne)	- 0,0174***	- 0,0526***
PCS favorisée (réf. PCS moyenne)	0,0029***	0,0051*
Boursier (réf. Non boursier)	- 0,0435***	- 0,1334***
Caractéristiques du baccalauréat		
Bac Sc. (réf. Bac Pro.)	0,3735***	1,0714***
Bac tech. (réf. Bac Pro.)	0,1279***	0,4191***
Bac éco et social (réf. Bac Pro.)	0,3205***	0,9303***
Bac litt. (réf. Bac Pro.)	0,2325***	0,7027***
Mention TB (réf. Aucune mention)	0,4077***	1,1685***
Mention B (réf. Aucune mention)	0,3010***	0,8617***
Mention AB (réf. Aucune mention)	0,1901***	0,5263***
Caractéristiques de l'établissement d'origine (lycée)		
Établissement public (réf. Étab. privé)	- 0,0141***	- 0,0433***
Ind. Pos. Soc., 2 ^e quartile (réf. 1 ^{er} quartile)	0,0340***	0,0992***
Ind. Pos. Soc., 3 ^e quartile (réf. 1 ^{er} quartile)	0,0065***	0,0162***
Ind. Pos. Soc., 4 ^e quartile (réf. 1 ^{er} quartile)	0,0088***	0,0254***
Tx mentions lycée, 2 ^e quartile (réf. 1 ^{er} q.)	0,0065***	0,0205***
Tx mentions lycée, 3 ^e quartile (réf. 1 ^{er} q.)	0,0088***	0,0256***
Tx mentions lycée, 4 ^e quartile (réf. 1 ^{er} q.)	0,0106***	0,0339***
Caractéristiques de la formation de destination		
Licence (réf. Tech supérieurs)	- 0,3331***	- 0,9251***
Prépa (réf. Tech supérieurs)	- 0,3037***	- 0,8446***
Écoles supérieures (réf. Tech supérieurs)	- 0,2212***	- 0,5637***
Droit ou Éco. (réf. Médic. ou paramédic.)	0,5364***	1,5235***
Litt. ou SHS (réf. Médic. ou paramédic.)	0,6457***	1,7862***
Sciences (réf. Médic. ou paramédic.)	0,5246***	1,4797***
OUI définitif en phase normale	0,1263***	0,3791***
Effets de cohortes		
Année d'obtention du baccalauréat	OUI	OUI
N. Obs.	1409019 ¹	1491650
R2 ajusté	0,23	
Log. Vraisemblance		- 757623,49

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

1. Le nombre d'observations utilisées pour estimer le modèle de probabilité linéaire est inférieur à celui du modèle Probit car dans le premier cas, on exclut les individus dont la probabilité de succès prédite est hors de l'intervalle [0,1].

Lecture : à caractéristiques observées égales, il existe un différentiel statistiquement très significatif dans les chances de réussite de la première année du supérieur par les filles, comparativement aux garçons. Selon le modèle de probabilité linéaire, ce différentiel est estimé à 4,83 points de pourcentage.

Champ : ensemble des néo-bacheliers ayant postulé pour intégrer l'enseignement supérieur via la plateforme APB (2014 à 2017) ou Parcoursup (2018 à 2019) et s'étant inscrits dans une formation supérieure relevant du champ de l'enquête SISE.

Source : données APB/Parcoursup appariées aux données SISE, ainsi qu'aux données ouvertes du MEN ; calculs des auteurs.

Ce différentiel est significativement plus important que celui suggéré par les statistiques descriptives (cf. figure 1). Cela signifie que filles et garçons diffèrent significativement au moins concernant les caractéristiques observées, lesquelles peuvent, en outre, avoir des effets eux-mêmes différenciés sur leurs probabilités de réussite. Dans le **tableau 1**, nous supposons au contraire que les caractéristiques observées ont les mêmes effets sur les probabilités de réussite des filles et des garçons. Cette hypothèse est levée par la suite.

Sous cette hypothèse, un second résultat intéressant est relatif à l'âge. Il suggère que l'âge optimal pour obtenir son baccalauréat est l'âge modal, 18 ans (la référence), puisque l'obtenir avant 18 ans ou après semble réduire la probabilité de réussite. Nos résultats ne confortent donc aucune des deux hypothèses considérant qu'obtenir son bac plus jeune ou plus âgé favoriserait la réussite, en raison d'aptitudes particulières ou de plus grande maturité. Ils rejettent la seconde plus fortement que la première.

L'effet de l'origine des étudiants est également significatif : les étrangers extra-européens ont en moyenne une probabilité de réussite inférieure de 10-11 pp. à celle des étrangers européens et de 7-8 pp. à celles des Français. Ce résultat est difficilement interprétable tant de nombreuses explications peuvent être avancées : différences en matière de ressources économiques, sociales ou culturelles qui se répercutent notamment sur les conditions d'études, de logement ou la maîtrise de la langue.

En accord avec d'autres études, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) du parent référent a bien un effet significatif et positif, suggérant que le statut socio-économique joue bien un rôle, mais un rôle modéré. En effet, les PCS ont été regroupées en trois catégories et appartenir à une famille dont le parent référent est PCS favorisée augmente la probabilité de réussite de 0,3 pp. par rapport à une famille PCS moyenne et la réduit de 1,7 pp. si la famille est PCS défavorisée. Cet effet relativement modéré peut s'expliquer par le fait que l'origine sociale influence davantage la réussite scolaire (mesurée ici par le type de bac et la mention) ou par le fait que nous contrôlons également pour le statut de boursier de l'étudiant, ce statut étant plus fréquent parmi les étudiants PCS défavorisée. Cet indicateur semble en outre être plus fortement associé à la probabilité de réussite, celle d'un boursier étant en moyenne de plus de 4 pp. inférieure à celle d'un non-boursier.

Considérant le groupe de variables décrivant le profil lycéen de l'étudiant, on retrouve les résultats standards. Ceux détenant un bac général ont la probabilité de réussite la plus élevée, suivis des bacheliers technologiques puis professionnels (la référence). En outre, parmi les premiers, les scientifiques ont le plus de chance de réussir, suivis par ceux détenant un baccalauréat économique et social, puis littéraire. Enfin, la performance dans le secondaire, mesurée par la mention au bac, influence fortement la probabilité de réussite en première année, croissante avec la mention.

Les caractéristiques des établissements d'origine influencent également la réussite. Ainsi, les bacheliers originaires d'établissements privés sous contrat avec l'État ont plus de chance de réussir leur première année que ceux venant d'un établissement public. Cependant, cet effet très modéré, environ 1,4 pp., peut traduire un effet des pairs, un différentiel de qualité entre les deux types d'établissements, ou de dotations économiques des élèves, ceux des établissements privés étant vraisemblablement mieux lotis en moyenne que ceux des établissements publics.

De même, les IPS (regroupés en quartiles) semblent avoir un effet très modéré, même s'ils sont systématiquement significatifs. De plus, la relation entre ces indices et la probabilité de réussite ne semble pas monotone, ce qui rend les estimations encore plus difficilement interprétables. Pourquoi les bacheliers dont les établissements appartiennent au deuxième quartile de la distribution des IPS seraient ceux qui ont le plus de chance de réussir en première année ?¹⁷ De manière assez étonnante, les taux de mention des établissements d'origine, s'ils sont hautement significatifs, ont aussi un faible effet : environ 1 pp. pour un bachelier du dernier quartile ; 0,9 pp. pour le troisième quartile et 0,7 pp. pour le deuxième.

En revanche, les effets des caractéristiques de la formation de destination s'avèrent aussi significatifs mais nettement plus importants. Ainsi, la probabilité de réussite est nettement plus élevée pour les bacheliers ayant opté pour une autre formation qu'une licence : en écoles supérieures ou préparations aux grandes écoles (à l'université). Elle dépend aussi clairement de la discipline choisie. Sans surprise, les bacheliers suivant des études médicales à l'université (la référence) ont la plus faible probabilité de réussite, ceux en lettres, sciences humaines et sociales, la plus élevée. Entre les deux, on trouve celle des étudiants en droit, économie et en sciences. Bien sûr, les choix de filières sont traités de façon assez sommaire et le seront plus finement dans ce qui suit, notamment lors de la décomposition des différentiels de chances de réussite.

L'indicatrice de la qualité de l'appariement entre les bacheliers et leur formation du supérieur a également un effet significatif et relativement important : les bacheliers ayant émis un « OUI DÉFINITIF » en phase normale (ou principale) à la proposition d'admission d'une formation ont, en moyenne, une probabilité de réussir leur première année de plus de 12 pp. à ceux n'ayant aucun vœu exaucé en phase normale.

Un dernier résultat remarquable est la significativité des effets de cohorte qui suggère que, toutes choses égales par ailleurs, l'année d'obtention du baccalauréat a un impact sur la réussite du candidat l'année suivante : légèrement négatif pour les cohortes 2016 à 2018 par rapport à la cohorte 2014 (la référence), légèrement positif pour la cohorte 2015 mais nettement plus important pour la cohorte 2019 (confirmant le caractère exceptionnel de cette cohorte, du fait de la crise du Covid-19 évoquée plus haut). Toutes choses égales par ailleurs, un candidat appartenant à cette cohorte a une probabilité de réussir l'année suivante de presque 10 pp. supérieure à un candidat de la cohorte 2014. De même, la relative similarité des différentiels entre les cohortes 2018 d'une part et 2016 et 2017 d'autre part, ne permet pas de distinguer un effet spécifique attribuable au passage de la plateforme APB à Parcoursup. De manière plus générale, ces effets fixes de cohorte sont aussi une manière de tenir compte de changements survenus au cours du temps, par exemple les variations des places disponibles dans les différentes filières ou l'intégration de formations ou filières (les IFSI) qui ne recrutaient pas *via* ces plateformes.

Ces différentiels inter-cohorte peuvent provenir de différences dans les caractéristiques inobservées des différentes cohortes de bacheliers ou de différences inter-cohorte dans les effets des différentes caractéristiques observées. Nous avons donc réestimé notre

¹⁷ Ces indicatrices ont été évaluées en 2023 et, sous l'hypothèse qu'elles n'ont pas significativement varié dans le temps, elles ont été associées aux établissements, indépendamment de la cohorte considérée. Elles peuvent donc être sujettes à un biais de mesure.

■ **TABLEAU 2** Estimations par cohorte du différentiel fille-garçon dans les probabilités de réussite (modèle de probabilité linéaire)

Cohortes	Différentiel estimé	Nombre d'observations	R2 ajusté
2014 (APB)	0,0532***	218 503	0,25
2015 (APB)	0,0528***	243 575	0,24
2016 (APB)	0,0431***	250 105	0,24
2017 (APB)	0,0461***	229 752	0,24
2018 (Parcoursup)	0,0269***	233 483	0,24
2019 (Parcoursup)	0,0570***	233 601	0,19
Toutes cohortes confondues	0,0483***	1 409 019	0,23

Éducation & formations n° 107, DEPP, SISE

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Lecture : à caractéristiques observées égales, il existe un différentiel statistiquement très significatif dans les chances de réussite de la première année du supérieur par les filles, comparativement aux garçons et ce, au sein de chaque cohorte de néo-bacheliers. Selon le modèle de probabilité linéaire, ce différentiel est estimé à 5,32 points de pourcentage pour la cohorte 2014.

Champ : ensemble des néo-bacheliers ayant postulé pour intégrer l'enseignement supérieur via la plateforme APB (2014 à 2017) ou Parcoursup (2018 à 2019) et s'étant inscrits dans une formation supérieure relevant du champ de l'enquête SISE.

Source : données APB/Parcoursup appariées aux données SISE, ainsi qu'aux données ouvertes du MEN.

spécification de base cohorte par cohorte afin d'appréhender ces différences éventuelles. Les résultats obtenus montrent que les estimations intra-cohorte restent qualitativement comparables à celles obtenues toutes cohortes confondues¹⁸. Notre attention portant ici sur l'effet du genre, nous présentons ceux relatifs aux différentiels fille-garçon dans le **tableau 2**. Il compare d'une cohorte à l'autre les seuls effets estimés du genre tels qu'issus du modèle de probabilité linéaire. La dernière ligne reprend l'estimation du **tableau 1**.

Ces résultats suggèrent d'abord que les différentiels intra-cohorte sont dispersées autour de la « moyenne » estimée toutes cohortes confondues. La dispersion n'est toutefois pas très élevée : à l'exception de la cohorte 2018 pour laquelle le différentiel fille-garçon est exceptionnellement bas (2,7 pp.), les écarts oscillent entre 4,3 et 5,7 pp. Même si l'examen de six cohortes seulement ne permet pas véritablement de parler de tendance, on constate une baisse du différentiel fille-garçon pour les cohortes APB.

Les estimations pour les cohortes Parcoursup permettent de constater une baisse assez significative du différentiel, presque brutale, pour la première cohorte concernée (2018). Si elle ne permet pas d'en conclure à un effet causal du changement de plateforme sur le différentiel de réussite fille-garçon, cette hypothèse devra néanmoins être vérifiée. En effet, la forte remontée du différentiel pour la cohorte 2019 (de 2,7 à 5,7 pp.) est vraisemblablement due aux effets de la crise du Covid-19, qui semblent avoir davantage augmenté la réussite des filles que des garçons.

18. Les résultats détaillés sont disponibles sur demande.

Sources du différentiel fille-garçon dans les chances de réussite à la première année

Nous souhaitons maintenant expliquer le différentiel de réussite fille-garçon en testant d'abord dans quelle mesure il peut être attribué à des différences dans leurs caractéristiques observées, puis à des effets différenciés de ces caractéristiques, et si c'est le cas, déterminer les caractéristiques les plus à même de l'expliquer et enfin le rôle des stratégies de choix de filières dans la formation de ce différentiel.

Pour cela nous utilisons deux approches fondées sur le seul modèle de probabilité linéaire en raison de sa simplicité, notamment concernant l'interprétabilité des estimations. La première consiste à examiner la sensibilité du différentiel de réussite fille-garçon à l'inclusion progressive de groupes de variables explicatives : les caractéristiques individuelles (sociodémographiques et profil du lycéen) ; puis, des établissements d'origine ; enfin, de la formation de destination. L'estimation des différentiels estimés est présentée dans le **tableau 3**¹⁹. La seconde approche consiste en le recours aux méthodes de décomposition décrites dans l'**encadré 2**. Ces décompositions vont permettre, là aussi, d'évaluer le poids relatif de chaque ensemble de caractéristiques explicatives des différentiels estimés. Mais elles vont permettre également de distinguer la part de ces poids qui est liée à des différences dans les caractéristiques et dotations des filles et des garçons et celle liée à l'existence éventuelle de fonctions de production spécifiques à chacun des genres.

La formation supérieure suivie joue un rôle majeur dans le différentiel fille-garçon

Le **tableau 3** montre d'abord, au vu des variations du coefficient de détermination et du différentiel fille-garçon estimé, que les caractéristiques de la formation supérieure jouent un rôle majeur. Pour chaque cohorte, comme lorsque celles-ci sont regroupées, le différentiel est systématiquement négatif lorsque les caractéristiques de la formation ne sont pas prises en compte, signifiant ainsi qu'à caractéristiques individuelles et/ou établissements d'origine comparables, les filles ont moins de chance de réussir que les garçons, le différentiel atteignant même 4 pp. pour la promotion 2018. En outre, il ne devient positif qu'après prise en compte des caractéristiques de la formation. Cela signifie que si les filles faisaient les mêmes choix de formation que les garçons, elles augmenteraient significativement leurs chances de réussite. Inversement, si les garçons choisissaient davantage la filière médicale par exemple, ils diminueraient leurs chances de réussite²⁰. Ce résultat, sur lequel nous reviendrons par la suite, est intéressant car il renvoie au fait que filles et garçons font bien des choix de filières différents.

Les résultats détaillés mettent en évidence des effets plus ou moins prononcés selon le genre et la cohorte. Ainsi, alors que dans la spécification regroupant les genres, obtenir son baccalauréat avant 18 ans est associé à une moindre probabilité de réussite (sauf pour la cohorte 2017), les spécifications par genre indiquent que cet effet est spécifique aux

19. Les résultats détaillés sont présentés en **annexe 1** (les résultats par cohorte sont disponibles en ligne [<https://ef-sies.depp.education.fr>]).

20. Cela soulève naturellement la question de la féminisation de certains métiers, qui dépasse le cadre de cette étude, car si les choix des formations se traduisent par une féminisation de certains métiers, il est aussi possible que celle-ci influence les choix de formation.

■ TABLEAU 3 Estimations par cohorte des différentiels fille-garçon à partir de spécifications alternatives (modèle de probabilité linéaire)

Cohortes	Spécifications	Différentiel estimé	Nombre d'observations	R2 ajusté
2014	1. Caract. individuelles	- 0,0131***	250 803	0,10
	2. 1 + Caract. lycée	- 0,0131***	243 361	0,11
	3. 2 + Caract. form. supérieure	0,0532***	218 503	0,25
2015	1. Caract. individuelles	- 0,0160***	270 998	0,10
	2. 1 + Caract. lycée	- 0,0168***	264 419	0,11
	3. 2 + Caract. form. supérieure	0,0528***	243 575	0,24
2016	1. Caract. individuelles	- 0,0277***	275 950	0,11
	2. 1 + Caract. lycée	- 0,0283***	270 973	0,11
	3. 2 + Caract. form. supérieure	0,0431***	250 105	0,24
2017	1. Caract. individuelles	- 0,0256***	261 789	0,10
	2. 1 + Caract. lycée	- 0,0259***	257 412	0,10
	3. 2 + Caract. form. supérieure	0,0461***	229 752	0,24
2018	1. Caract. individuelles	- 0,0402***	260 665	0,10
	2. 1 + Caract. lycée	-0,0404***	253 111	0,11
	3. 2 + Caract. form. supérieure	0,0269***	233 483	0,24
2019	1. Caract. individuelles	- 0,0246***	270 265	0,07
	2. 1 + Caract. lycée	- 0,0246***	263 858	0,07
	3. 2 + Caract. form. supérieure	0,0570***	233 601	0,19
Toutes	1. Caract. individuelles	- 0,0246***	1 59 0470	0,10
	2. 1 + Caract. lycée	- 0,0249***	1 553 134	0,10
	3. 2 + Caract. form. supérieure	0,0483***	1 409 019	0,23

Education & formations n° 107, DEPP, SIES

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Lecture : à caractéristiques individuelles égales, les néo-bacheliers de 2014 avaient une probabilité de réussite de 1,31 point de pourcentage inférieure à celle des garçons. Mais, à caractéristiques individuelles, de lycée et de formation supérieure comparables, leur probabilité de réussite est de 5,32 points de pourcentage supérieure à celle des garçons.

Champ : ensemble des néo-bacheliers ayant postulé pour intégrer l'enseignement supérieur via la plateforme APB (2014 à 2017) ou Parcoursup (2018 à 2019) et s'étant inscrits dans une formation supérieure relevant du champ de l'enquête SISE.

Source : données APB/Parcoursup appariées aux données SISE, ainsi qu'aux données ouvertes du MEN ; calculs des auteurs.

garçons car pour les filles il n'est jamais significatif. Les taux de mention de l'établissement d'origine jouent aussi un rôle différent selon le genre et la cohorte. Leur rôle semble être devenu plus significatif pour les cohortes ayant obtenu leur baccalauréat après 2016.

Même parmi les variables systématiquement significatives pour les filles et les garçons et d'une cohorte à l'autre, les effets marginaux estimés ne sont pas nécessairement de même ampleur. Par exemple, parmi les bacheliers 2014, un candidat ou une candidate a 44 pp. de plus de réussir en première année avec un baccalauréat scientifique que professionnel (la référence), mais pour les filles, ce différentiel est de 47 pp. vs 40 pp. pour les garçons. Des différentiels similaires sont observés pour les cohortes suivantes.

Décomposition du différentiel fille-garçon

Dans le **tableau 4**, nous présentons les résultats issus de la décomposition de Oaxaca-Ransom. La dernière ligne « Toutes » indique que la probabilité de réussite du bachelier-garçon, (notée \bar{p}_G dans le membre de gauche de la relation [1] ■ **ENCADRÉ 2**) telle que prédite de notre estimation basée sur l'échantillon des seuls garçons est de 57,86 % tandis que, s'agissant des filles, cette probabilité, (notée \bar{p}_F dans le membre de gauche de la relation [1]) est de 59,45 %. Le différentiel de chance de réussite est donc de 1,62 pp. (membre de gauche de la relation [1]). Il peut être décomposé en deux parties : la première est liée au fait que les effets des caractéristiques observées diffèrent selon le genre ; la seconde, à une différence dans les caractéristiques de la bachelière moyenne et du bachelier moyen. Cette seconde différence est celle qui est mesurée dans la dernière colonne du tableau (Différences dotations) : toujours à la ligne « Toutes », elle s'élève à - 2,5 pp. (troisième terme du membre de droite de la relation [1]). Toutes nos variables explicatives étant qualitatives, nous ne proposons aucune interprétation quantitative, en revanche, le signe négatif indique que cet effet joue en défaveur des filles. En outre, en valeur absolue, il est comparable aux effets mesurés dans les deux colonnes précédentes du tableau. Ces deux colonnes (Avantage filles et Désavantage garçons, premier et deuxième termes du membre de droite de la relation [1]) décomposent l'effet des caractéristiques observées selon le genre en avantage pour les filles (différence entre la probabilité de réussite de la bachelière moyenne et celle de référence, à dotations égales) et en désavantage pour les garçons (différence entre la probabilité de réussite du bachelier moyen celle de référence, à dotations égales). En examinant la ligne « Toutes », on constate que, par rapport à une situation égalitaire, la bachelière moyenne a, à dotations identiques, 1,69 pp. de chance de réussite en plus tandis que le bachelier moyen a, à dotations égales, 2,43 pp. de chance de réussite en moins.

Toutes les valeurs présentées dans la ligne « Toutes » peuvent à leur tour, être décomposées de manière à distinguer les poids respectifs des différentes caractéristiques explicatives de la probabilité de réussite. Considérons la probabilité de réussite du bachelier moyen (57,83 % sur la ligne « Toutes »). À cette valeur, les caractéristiques de la formation suivie dans le supérieur contribuent à hauteur de 36,53 pp. ; celles de l'établissement d'origine, de 2,69 pp. ; les performances scolaires du bachelier, de 44,41 pp. ; ses caractéristiques sociodémographiques, de - 4,66 pp. ; les effets de cohorte, de 1,46 pp.²¹ et, enfin, les caractéristiques inobservées (reflétées dans la constante du modèle estimé), de - 22,6 pp. Au total, la probabilité de 57,83 % de départ est la somme de ces contributions. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que les trois principaux contributeurs à la chance de réussite comme au différentiel fille-garçon, sont la performance de l'élève (au bac), l'appariement entre ce dernier et sa formation dans le supérieur, mais aussi nombre de caractéristiques que nous n'observons pas et qui, pourtant, semblent jouer un rôle important.

Ces résultats ont été obtenus en considérant l'ensemble des cohortes observées. Ils supposent donc que les effets des différents déterminants de la chance de réussite restent les mêmes d'une cohorte à l'autre. Une analyse intra-cohorte a également été menée

21. Cet effet de cohorte indique que, comparativement à la cohorte de référence, celle de 2014, la probabilité de réussite d'un néo-bachelier s'est accrue de 1,46 pp. en moyenne sur les cohortes suivantes, 2015 à 2019.

dont nous présentons les résultats en **annexe 2**²². Ils indiquent que, quand bien même la comparaison des différentes cohortes suggère que, qualitativement, ils délivrent le même message, il se dessine malgré tout une baisse tendancielle du différentiel fille-garçon dans les chances de réussite, jusqu'à la promotion 2018. En effet, les probabilités de réussite semblent augmenter aussi bien pour les filles que pour les garçons, mais à une vitesse plus soutenue pour ces derniers, le différentiel devenant même négatif en 2018. Cette tendance semble toutefois s'être inversée en 2019, année particulière en raison de la pandémie du Covid-19, épisode qui semble donc avoir « davantage profité » aux filles qu'aux garçons. Le rétablissement éventuel d'une tendance baissière de ce différentiel devra donc faire l'objet de nouvelles estimations portant sur les cohortes suivantes. Lorsqu'on regarde la décomposition de ce différentiel, on observe qu'il reflète une tendance à la réduction de l'avantage des filles et du désavantage des garçons jusqu'en 2018 ainsi qu'une tendance à l'augmentation du différentiel de dotations en défaveur des filles, sauf en 2018.

Dans la mesure où les caractéristiques de la formation suivie dans le supérieur semblent être l'un des principaux facteurs explicatifs du différentiel de genre dans la probabilité de succès, nous avons considéré que cette dimension mérite d'être davantage explorée. Ce, d'autant que plusieurs études soulignent que garçons et filles ont tendance à faire des choix différenciés en la matière de sorte que certaines disciplines se caractérisent par une sur-représentation féminine et d'autres, par une relative sur-représentation masculine²³ (Blanchard & Lemistre, 2023).

Les données SISE permettent de comparer les inscriptions féminines et masculines des néobacheliers dans les différentes filières et ce, pour chacune des promotions de bacheliers observées. Cette comparaison est présentée en **annexe 4**. On constate tout d'abord que, d'une cohorte à l'autre, la répartition fille-garçon dans les différentes disciplines est plutôt stable. De toutes les filières, celle de « Sciences économiques et gestion » semble être la plus équilibrée, les autres filières semblant davantage choisies par les filles à deux exceptions près, « Staps » et « Sciences Fondamentales et Applications » qui sont très majoritairement masculines. La filière médicale « Médecine, Odontologie, Pharmacie, Vétérinaire » est celle qui semble le moins attirer les garçons qui y représentent moins de 20 % de l'effectif.

Si la distribution de genre par filière semble stable dans le temps, on observe quelques variations qui, bien que difficilement interprétables en raison de la petitesse de la période observée, peuvent être soulignées. Tout d'abord la proportion de filles dans la filière médicale « Médecine, Odontologie, Pharmacie, Vétérinaire » a subi une chute brutale en 2018 (presque 10 pp. par rapport à 2017) pour augmenter à nouveau de manière drastique en 2019 (de près de 20 pp. par rapport à 2018). S'il s'avère impossible d'associer ces variations au changement de plateforme (APB vs Parcoursup), à la survenue de l'épidémie de Covid-19 ou aux deux à la fois, elles sont néanmoins très notables. De même, on observe en 2018 une baisse de près de 5 pp. de la proportion de filles dans la filière « Sciences fondamentales et applications », filière dans laquelle elles étaient déjà peu nombreuses (30 % en moyenne). Cette baisse n'est en outre pas suivie de « rattrapage » en 2019. La filière « Pluri-sciences » a, quant à elle, connu une évolution différente, la proportion de filles ayant tendance à

22. Les résultats détaillés des régressions par cohorte sont disponibles auprès des auteurs, sur simple demande.

23. Les proportions de filles et de garçons dans les différentes disciplines regroupées en 13 catégories pour chacune des 6 cohortes que nous considérons sont présentées en **annexe 4**.

baisser : elle perd près de 12 pp. entre 2014 et 2018 puis connaît une hausse conséquente, passant de 35 % pour la promotion 2018 à 48 % pour celle de 2019.

Nous pouvons déduire de ces observations qu'il y a bien des filières dans lesquelles les filles (réciproquement les garçons) sont sur ou sous-représentés et que la distribution par genre dans les filières est plutôt stable dans le temps, bien qu'elle ait connu quelques variations, notamment pour les cohortes 2018 et 2019.

Nous appréhendons cette dimension du choix de filières dans le supérieur en faisant appel à la décomposition de Brown, Moon et Zoloth, laquelle est une extension de celle de Oaxaca-Ransom discutée ci-dessus, dans le sens où il y est tenu compte de l'effet ségrégation (sur-représentation des femmes dans certaines disciplines dans notre cas). Pour être plus précis, la décomposition de Oaxaca-Ransom est fondée sur des régressions qui incluent dans les déterminants de la probabilité de réussite trois indicatrices de la discipline suivie dans le supérieur (avec une quatrième discipline en référence : les études médicales). Elle admet donc la possibilité que la filière suivie dans le supérieur influence les chances de réussite. Elle admet en outre que cette influence puisse être différente selon le genre, ce qui peut creuser ou amoindrir la contribution du choix de filière au différentiel fille-garçon dans les chances de réussite. Toutefois, en reposant sur des régressions regroupant toutes les disciplines, elle suppose que, d'une discipline à l'autre, toutes les autres caractéristiques observées ont la même influence sur la probabilité de réussite : par exemple, que détenir un baccalauréat scientifique influence la probabilité de réussite de la même manière, que les filières choisies soient scientifiques ou littéraires. En reposant sur des régressions distinguant à la fois entre filles et garçons et entre disciplines, la décomposition de Brown, Moon et Zoloth, lève naturellement cette contrainte²⁴. Par ailleurs, si, au sein de chaque discipline, les caractéristiques observées comme leurs influences respectives sur la probabilité de réussite diffèrent selon le genre, cela peut se traduire par un avantage pour les filles dans certaines disciplines et par un désavantage dans d'autres et c'est la somme de ces avantages et désavantages intra-discipline qui déterminera la contribution du choix de la filière au différentiel fille-garçon dans les chances de réussite. Or, cette contribution dépend de l'ampleur des avantages ou désavantages intra-discipline, ampleur qui est elle-même déterminée par la proportion de filles dans chaque discipline. Cet effet de la sur- ou sous-représentation des filles dans les différentes disciplines est ce que nous qualifions d'effet « ségrégation » que, contrairement à celle de Oaxaca-Ransom, la décomposition de Brown, Moon et Zoloth permet de mesurer.

Nous regroupons les disciplines d'enseignement supérieur en 13 catégories : (I) Droit-science politiques, (II) Sciences économiques et gestion, (III) Administration économique et sociale, (IV) Lettres, sciences du langage et art, (V) Langues, (VI) Sciences humaines et sociales, (VII) Sciences de la vie, de la santé, de la Terre et de l'univers, (VIII) Staps, (IX) Médecine, Pharmacie, Odontologie, Vétérinaire, (X) Sciences fondamentales et applications, (XI) Pluri-lettres, langues, sciences humaines, théologie, (XII) Pluri-sciences et (XIII) Pluri-santé. Pour chaque catégorie, nous estimons trois versions de notre spécification

²⁴. La séparation des différentes disciplines peut néanmoins induire un biais de sélection dans les estimations, du fait que le choix de la discipline est potentiellement endogène s'il est influencé par des caractéristiques non observées ayant elles-mêmes un effet sur la probabilité de réussite. Les résultats qui suivent ignorent cette éventualité.

de base : filles et garçons confondus ; filles ; garçons. Soit un total de 39 régressions²⁵. Il s'agit donc de régressions intra-filière, contrairement à celles estimées en vue de réaliser la décomposition de Oaxaca-Ransom. Nous présentons dans le **tableau 5** les résultats obtenus à l'issue de la décomposition de Brown, Moon et Zoloth, réalisée en empilant l'ensemble des promotions mais en tenant compte des effets fixes de cohortes.

Dans sa forme, le **tableau 5** est similaire au **tableau 4**, la seule différence étant le rajout des deux dernières colonnes dans lesquelles figurent les effets sur le différentiel de réussite filles-garçons de la sur-représentation des filles (quatrième terme du membre de droite de la relation [2] ■ **ENCADRÉ 2**) et de la sous-représentation des garçons dans les différentes disciplines (cinquième terme du membre de droite de la relation [2]).

Les résultats confirment en général ceux obtenus grâce à la décomposition de Oaxaca-Ransom, mais avec des différences qu'il convient aussi de souligner.

La dernière ligne « Toutes » indique que la probabilité de réussite du bachelier-garçon, (notée \bar{P}_G dans le membre de gauche de la relation [2]), ■ **ENCADRÉ 2**) telle que prédite par notre estimation basée sur l'échantillon des seuls garçons est de 61,9 % tandis que pour les filles cette probabilité, (notée \bar{P}_F dans le membre de gauche de la relation [2]) est de 62,3 %. Le différentiel de chance de réussite est donc de 0,4 pp. (membre de gauche de la relation [2]). Il peut cette fois être réparti en trois composantes. La première est liée au fait que les effets des caractéristiques observées diffèrent selon le genre. La seconde est liée à la différence dans les caractéristiques de la bachelière moyenne et du bachelier moyen. Cette seconde différence est mesurée dans la colonne « Différences dotations » : toujours à la ligne « Toutes », elle s'élève à 0,98 (troisième terme du membre de droite de la relation [2]). Cette valeur positive semble indiquer que, contrairement à ce que suggérerait la décomposition de Oaxaca-Ransom, cet effet joue plutôt en faveur des filles. En outre, en valeur absolue, il semble cette fois moins important que ceux mesurés dans les deux colonnes précédentes du tableau. Ces deux colonnes « Avantage filles » et « Désavantage garçons » (premier et deuxième termes du membre de droite de la relation [2]) décomposent l'effet des caractéristiques observées selon le genre en avantage pour les filles (différence entre la probabilité de réussite de la bachelière moyenne et celle de référence, à dotations égales) et en désavantage pour les garçons (différence entre la probabilité de réussite du bachelier moyen et celle de référence, à dotations égales). En examinant la ligne « Toutes », on constate que, par rapport à une situation égalitaire, la bachelière moyenne a, à dotations identiques, 1,86 pp. de chance de réussite en plus tandis que le bachelier moyen a, à dotations égales, 1,95 pp. de chance de réussite en moins. La troisième composante, enfin, est liée à la prédominance féminine ou masculine des différentes disciplines, dont l'effet est mesuré dans les deux dernières colonnes du **tableau 5**. À la lecture de la ligne « Toutes », sa contribution au différentiel fille-garçon dans les chances de réussite est plutôt importante (en moyenne, 2 pp. le différentiel lui-même étant à peine de 0,5 pp.). Par ailleurs, le signe négatif dont l'effet « ségrégation » est assorti signifie que ce dernier a un effet réducteur des inégalités fille-garçon dans les chances de réussite. Nous en concluons que c'est un effet appariement : tout se passe comme si filles et garçons avaient tendance à choisir les disciplines dans lesquelles elles/ils ont le plus de

25. Les résultats détaillés sont disponibles sur demande.

■ **TABLEAU 4** Décomposition de Oaxaca-Ransom des différentiels fille-garçon (modèle de probabilité linéaire)

Catégories de variables	Contribution à la probabilité de réussite		Différence Fille - Garçon	Avantage Fille	Désavantage Garçon	Différence Dotations
	Garçon	Fille				
Inconnue	- 22,5971	- 16,2807	6,3165	4,1925	2,1240	0,0000
Cohortes	1,4605	0,9944	- 0,4661	- 0,2469	- 0,3589	0,1398
Milieu	- 4,6586	- 3,9043	0,7543	0,1264	0,2002	0,4277
Élève	44,4133	45,6857	1,2725	- 0,2763	0,3752	1,1735
Lycée	2,6860	2,4958	- 0,1902	0,0378	- 0,1908	- 0,0372
Étab. Sup.	36,5295	30,4606	- 6,0690	- 2,1461	0,2805	- 4,2033
Toutes	57,8337	59,4516	1,6180	1,6873	2,4302	- 2,4995

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Champ : ensemble des néo-bacheliers ayant postulé pour intégrer l'enseignement supérieur via la plateforme APB (2014 à 2017) ou Parcoursup (2018 à 2019) et s'étant inscrits dans une formation supérieure relevant du champ de l'enquête SISE.

Source : données APB/Parcoursup appariées aux données SISE, ainsi qu'aux données ouvertes du MEN.

■ **TABLEAU 5** Décomposition de Brown, Moon et Zoloth des différentiels fille-garçon (modèle de probabilité linéaire)

Catégories de variables	Contribution à la probabilité de réussite		Différence Fille - Garçon	Avantage Fille	Désavantage Garçon	Différence Dotations	Sur-représentation Fille	Sous-représentation Garçon
	Garçon	Fille						
Inconnue	23,0790	17,8903	- 5,1888	- 0,4412	- 0,7164	0,0000	- 1,7134	- 2,3177
Cohortes	1,2904	0,7196	- 0,5708	- 0,8174	- 0,5347	0,0802	0,2980	0,4031
Milieu	- 2,0397	- 1,7112	0,3284	- 0,0188	- 0,1709	0,0873	0,1831	0,2477
Élève	43,8151	48,0632	4,2481	1,2052	1,5837	2,5418	- 0,4601	- 0,6224
Lycée	2,4983	2,3977	- 0,1006	0,4379	0,0254	- 0,0340	- 0,2252	- 0,3047
Étab. Sup.	- 6,7631	- 5,0768	1,6863	1,5001	1,7600	- 1,6981	0,0528	0,0715
Toutes	61,8801	62,2828	0,4027	1,8558	1,9471	0,9772	- 1,8648	- 2,5225

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Champ : ensemble des néo-bacheliers ayant postulé pour intégrer l'enseignement supérieur via la plateforme APB (2014 à 2017) ou Parcoursup (2018 à 2019) et s'étant inscrits dans une formation supérieure relevant du champ de l'enquête SISE.

Source : données APB/Parcoursup appariées aux données SISE, ainsi qu'aux données ouvertes du MEN.

chance de réussir²⁶. À noter également qu'en valeur absolue, l'effet estimé est plus élevé pour les garçons que pour les filles (de l'ordre de 0,7 pp.), ce qui semble indiquer que les garçons ont tendance à profiter davantage de l'effet appariement que les filles.

Toutes les valeurs présentées dans la ligne « Toutes » peuvent à leur tour, être décomposées de manière à distinguer les poids respectifs des différentes caractéristiques explicatives de la probabilité de réussite. Considérons la probabilité de réussite du bachelier moyen (61,9 % sur la ligne « Toutes »). À cette valeur, les caractéristiques de la formation suivie dans le supérieur contribuent négativement à hauteur de - 6,76 pp. ; celles de l'établissement d'origine, de + 2,49 pp. ; les performances scolaires du bachelier, de + 43,8 pp. ; ses caractéristiques sociodémographiques, de - 2,04 pp. ; les effets de cohorte, de 1,29 pp. et, enfin, les caractéristiques inobservées (reflétées dans la constante du modèle estimé), de + 23,1 pp. Au total, la probabilité de 61,9 % de départ est la somme de ces contributions. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que, comme dans la décomposition de Oaxaca-Ransom, la chance de réussite comme le différentiel fille-garçon, sont fortement influencés par la performance de l'élève (au bac), ainsi que par les caractéristiques non observées. À noter que l'effet de l'appariement entre l'élève et sa formation dans le supérieur qui était également un des principaux contributeurs dans la décomposition de Oaxaca-Ransom apparaît comme très modéré dans celle de Brown, Moon et Zoloth. Cela est dû au fait que cette dernière repose sur des régressions n'intégrant pas les disciplines suivies dans le supérieur comme variables explicatives, mais plutôt sur des régressions intra-discipline. Ceci signifie que le choix de la discipline suivie est bel et bien un déterminant majeur de la probabilité de réussite et donc du différentiel fille-garçon, dont l'influence s'exerce notamment via l'inégale présence des filles et des garçons dans les différentes disciplines, comme le suggèrent les deux dernières colonnes du **tableau 5**.

Ici aussi, des analyses intra-cohorte ont été menées (voir **annexe 3**) et la composition des effets estimés semble assez similaire de cohorte en cohorte. Les décompositions par cohorte confirment néanmoins la baisse tendancielle du différentiel fille-garçon. Cette baisse est même plus rapide puisque le différentiel tourne à l'avantage des garçons dès 2017. De même, alors que la première décomposition concluait au retournement à l'avantage des filles pour les bacheliers 2019, celle de Brown, Moon et Zoloth pointe une légère amélioration pour les filles mais le différentiel reste néanmoins en leur défaveur. L'épisode Covid a donc bel et bien joué un rôle, mais pas au point d'inverser le différentiel en faveur des filles.

Conclusion

Nos principaux résultats peuvent être résumés en trois points. D'une part, la performance scolaire du bachelier et, surtout, la filière suivie dans le supérieur, sont les principaux déterminants de la probabilité de réussite à la première année (au sens du passage en deuxième année). D'autre part, le différentiel de réussite observé en faveur des filles, surtout en début de la période d'analyse (2014-2019), est bien plus important lorsque

²⁶. Il importe de noter que filles et garçons peuvent choisir tendanciellement les disciplines où ils réussissent le mieux, consciemment ou pour d'autres raisons. Par exemple, leur intérêt ou leur motivation pour une formation peut expliquer leur choix et les aider à y réussir, même si peu de travaux évaluent leur impact sur la probabilité de réussite (voir Duguet *et al.*, 2016).

les caractéristiques des filles et des garçons (sociodémographiques, du baccalauréat, du lycée ou de la filière suivie dans le supérieur) sont prises en compte. Leurs différences de caractéristiques modèrent donc le différentiel observé et la caractéristique la plus contributive à ce différentiel est la filière suivie dans le supérieur. Si filles et garçons faisaient les mêmes choix, le différentiel observé en faveur des filles serait donc plus important. Enfin, nous n’observons aucun effet significatif attribuable au passage de la plateforme APB à Parcoursup : ni sur le taux de réussite, ni sur le différentiel fille-garçon. Toutefois, ce différentiel a tendance à se réduire dans le temps, voire même à s’inverser, sauf pour la dernière cohorte observée (2019), spécifique en raison des effets de la crise du Covid-19. L’analyse des cohortes suivantes devrait permettre de vérifier la persistance de cet avantage des filles sur le plan de la réussite en lien avec leurs choix de filières, qui jouent un rôle déterminant et semblent avoir évolué avec le passage à Parcoursup.

Remerciements

Cette étude a été réalisée dans le cadre du projet LORIET à la suite de l’appel à manifestation d’intérêt lancé par la sous-direction des Systèmes d’information et des études statistiques (SIES) du MESR sur l’orientation et l’accès à l’enseignement supérieur en 2019. Elle a bénéficié du soutien financier du SIES que nous remercions ainsi que le CASD pour la mise à disposition des données. Nous remercions aussi les participants au projet LORIET, Maria Rifqi, responsable du projet, Sandra Cavaco, Victor Hiller et Jean-Noël Vittaut, ainsi que trois stagiaires, Léo Duret, Irène Giraud et Nicolas Moine, et les deux rapporteurs de la revue.

**ANNEXE 1 Différentiels estimés à partir de différentes spécifications -
Toutes cohortes confondues (avec effets fixes de cohortes)**

Spécifications	(1)	(2)	(3)
Constante	0,2287***	0,2026***	- 0,2315***
Fille (Réf. Garçon)	- 0,0246***	- 0,0249***	0,0483***
Caractéristiques socio-démographiques			
Âge < 18 (réf. Âge = 18)	- 0,0150***	- 0,0163***	- 0,0078***
Âge > 18 (réf. Âge = 18)	- 0,0598***	- 0,0550***	- 0,0577***
Nationalité non UE (réf. Française)	-0,0612***	- 0,0762***	- 0,0763***
Nationalité UE hors FR (réf. Française)	0,0373***	0,0171***	0,0314***
PCS – (réf. PCS moyenne)	- 0,0259***	- 0,0238***	- 0,0174***
PCS + (réf. PCS moyenne)	0,0037***	- 0,0009	0,0029***
Boursier (réf. Non boursier)	- 0,0741***	- 0,0670***	- 0,0435***
Caractéristiques du baccalauréat			
Bac Sc. (réf. Bac Pro.)	0,2527***	0,2273***	0,3735***
Bac tech. (réf. Bac Pro.)	0,2164***	0,1974***	0,1279***
Bac Éco & Social (réf. Bac Pro.)	0,3541***	0,3276***	0,3205***
Bac litt. (réf. Bac Pro.)	0,2968***	0,2671***	0,2325***
Mention TB (réf. Aucune mention)	0,3104***	0,3155***	0,4077***
Mention B (réf. Aucune mention)	0,2612***	0,2651***	0,3010***
Mention AB (réf. Aucune mention)	0,1834***	0,1873***	0,1901***
Caractéristiques de l'établissement d'origine (lycée)			
Établissement public (réf. Étab. Privé)		0,0111***	- 0,0141***
Ind. Pos. Soc., 2 ^e quartile (réf. 1 ^{er} quartile)		0,0460***	0,0340***
Ind. Pos. Soc., 3 ^e quartile (réf. 1 ^{er} quartile)		0,0023**	0,0065***
Ind. Pos. Soc., 4 ^e quartile (réf. 1 ^{er} quartile)		- 0,0115***	0,0088***
Tx mentions lycée, 2 ^e quartile (réf. 1 ^{er} q.)		0,0072***	0,0065***
Tx mentions lycée, 3 ^e quartile (réf. 1 ^{er} q.)		0,0095***	0,0088***
Tx mentions lycée, 4 ^e quartile (réf. 1 ^{er} q.)		0,0068***	0,0106***
Caractéristiques de la formation de destination			
Licence (réf. Tech supérieurs)			- 0,3331***
Prépa (réf. Tech supérieurs)			- 0,3037***
Écoles supérieures (réf. Tech supérieurs)			- 0,2212***
Droit ou éco. (réf. Médic. ou paramédic.)			0,5364***
Litt. ou SHS (réf. Médic. ou paramédic.)			0,6457***
Sciences (réf. Médic. ou paramédic.)			0,5246***
OUI définitif en phase normale			0,1263***
Effets de cohortes			
Année d'obtention du baccalauréat	OUI	OUI	OUI
N. Obs.	1590470	1553134	1409019
R2 ajusté	0,10	0,10	0,23

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

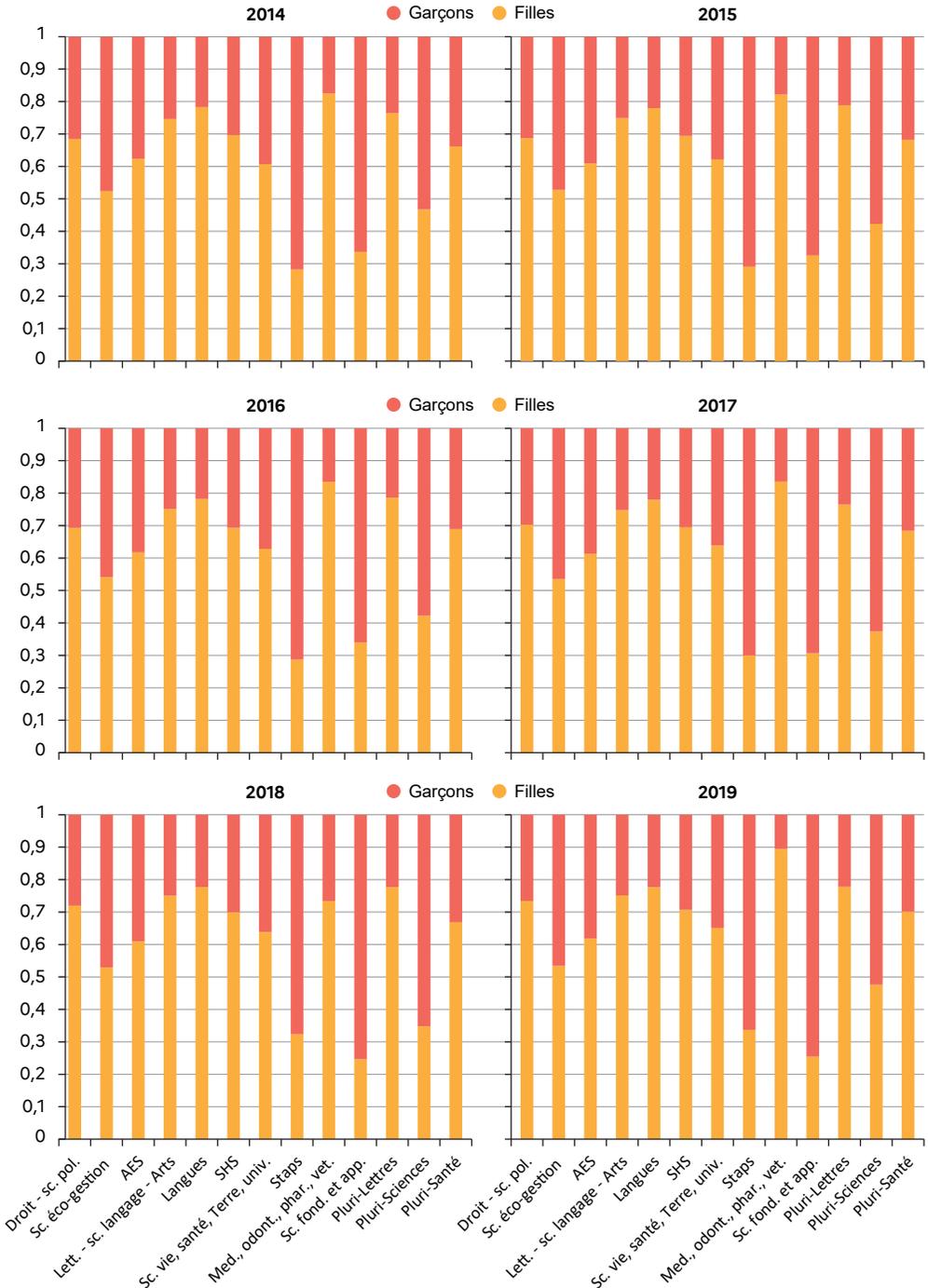
ANNEXE 2 Décomposition de Oaxaca-Ransom des différentiels fille-garçon (modèle de probabilité linéaire)

	Catégories de variables	Contribution à la proba. de réussite		Différence Fille-Garçon	Avantage Fille	Désavantage Garçon	Différence Dotations
		Garçon	Fille				
2014	Inconnue	- 0,3122	- 0,4064	- 9,4172	- 2,1509	- 7,2663	0,0000
	Milieu	- 0,0839	- 0,0649	1,9068	0,4038	0,6271	0,8759
	Élève	0,4609	0,5376	7,6652	2,1079	3,8763	1,6810
	Lycée	0,0313	0,0293	- 0,1911	- 0,0122	- 0,1443	- 0,0346
	Étab. sup.	0,4242	0,4638	3,9560	1,6644	5,7659	- 3,4743
	Toutes	0,5202	0,5594	3,9198	2,0130	2,8587	- 0,9520
2015	Inconnue	- 0,2218	- 0,2751	- 5,3367	- 0,6813	- 4,6554	0,0000
	Milieu	- 0,0625	- 0,0530	0,9477	0,1213	0,0968	0,7296
	Élève	0,4316	0,5137	8,2060	2,4719	4,2628	1,4713
	Lycée	0,0112	0,0240	1,2825	0,6700	0,6593	- 0,0469
	Étab. sup.	0,3936	0,3696	- 2,3941	- 0,7004	2,2702	- 3,9639
	Toutes	0,5521	0,5792	2,7055	1,8816	2,6338	- 1,8099
2016	Inconnue	- 0,2327	- 0,3214	- 8,8697	- 2,2247	- 6,6449	0,0000
	Milieu	- 0,0477	- 0,0358	1,1889	0,3289	0,4308	0,4292
	Élève	0,4645	0,5471	8,2640	2,2354	4,1061	1,9225
	Lycée	0,0189	0,0262	0,7211	0,4258	0,3257	- 0,0304
	Étab. sup.	0,3637	0,3666	0,2900	0,8023	3,9512	- 4,4635
	Toutes	0,5668	0,5827	1,5943	1,5677	2,1689	- 2,1422
2017	Inconnue	- 0,2632	- 0,3090	- 4,5798	- 0,5323	- 4,0475	0,0000
	Milieu	- 0,0199	- 0,0183	0,1651	0,0197	0,1401	0,0053
	Élève	0,4720	0,5174	4,5334	1,1896	2,7572	0,5866
	Lycée	0,0408	0,0375	- 0,3355	- 0,1139	- 0,1991	- 0,0225
	Étab. sup.	0,3593	0,3673	0,7987	0,9654	3,6225	- 3,7893
	Toutes	0,5890	0,5948	0,5820	1,5286	2,2732	- 3,2199
2018	Inconnue	- 0,2035	- 0,3746	- 17,1177	- 5,6861	- 11,4316	0,0000
	Milieu	- 0,0253	- 0,0186	0,6667	0,3129	0,3870	- 0,0332
	Élève	0,4657	0,5367	7,1060	2,5324	4,5405	0,0330
	Lycée	0,0305	0,0280	- 0,2485	- 0,0270	- 0,1569	- 0,0646
	Étab. sup.	0,3426	0,4311	8,8492	3,6427	7,8277	- 2,6212
	Toutes	0,6100	0,6026	- 0,7443	0,7750	1,1666	- 2,6859
2019	Inconnue	- 0,1041	0,2423	34,6411	10,3074	24,3337	0,0000
	Milieu	- 0,0220	- 0,0245	- 0,2504	0,0892	- 0,3156	- 0,0240
	Élève	0,3863	0,2736	- 11,2697	- 2,6181	- 9,5946	0,9431
	Lycée	0,0293	0,0129	- 1,6395	- 0,3314	- 1,2957	- 0,0124
	Étab. sup.	0,3795	0,1690	- 21,0470	- 5,6186	- 10,3209	- 5,1076
	Toutes	0,6689	0,6733	0,4345	1,8285	2,8069	- 4,2009

ANNEXE 3 Décomposition de Brown, Moon et Zoloth des différentiels fille-garçon par cohorte (modèle de probabilité linéaire)

	Catégories de variables	Contribution à la probabilité de réussite		Différence Fille - Garçon	Avantage Fille	Désavantage Garçon	Différence Dotations	Sur-représentation Fille	Sous-représentation Garçon
		Garçon	Fille						
2014	Inconnue	20,2790	13,3469	- 6,9321	0,6965	- 1,7990	0,0000	- 2,4717	- 3,3578
	Milieu	- 2,7988	- 2,3627	0,4361	- 0,0058	- 0,1167	0,0878	0,1996	0,2712
	Élève	42,3718	49,8950	7,5233	2,4019	2,9509	2,5488	- 0,1604	- 0,2180
	Lycée	2,4428	2,5218	0,0790	0,1419	- 0,0097	- 0,0371	- 0,0068	- 0,0093
	Étab. sup	- 4,7325	- 3,4066	1,3259	- 0,5911	1,4397	- 1,8204	0,9742	1,3235
	Toutes	57,5623	59,9945	2,4322	2,6434	2,4652	0,7791	- 1,4651	- 1,9904
2015	Inconnue	22,2228	18,5834	- 3,6394	- 0,0813	0,2293	0,0000	- 1,6203	- 2,1671
	Milieu	- 2,2272	- 1,9546	0,2726	- 0,1208	- 0,3681	0,1950	0,2423	0,3241
	Élève	42,3474	49,3933	7,0459	2,5488	2,9285	2,5300	- 0,4113	- 0,5501
	Lycée	1,1787	1,9804	0,8017	0,2900	0,2465	- 0,0189	0,1216	0,1626
	Étab. sup	- 3,2931	- 6,5644	- 3,2713	- 0,2389	- 0,6363	- 1,6957	- 0,2996	- 0,4007
	Toutes	60,2286	61,4381	1,2095	2,3978	2,3999	1,0104	- 1,9674	- 2,6312
2016	Inconnue	24,9160	14,0785	- 10,8375	- 4,4128	- 3,9349	0,0000	- 1,0648	- 1,4250
	Milieu	- 2,5088	- 1,8608	0,6480	- 0,0385	- 0,2289	0,2387	0,2894	0,3873
	Élève	46,4407	51,8631	5,4224	1,5214	1,7965	2,9909	- 0,3791	- 0,5073
	Lycée	1,8465	2,0630	0,2165	1,2248	0,2959	- 0,0248	- 0,5472	- 0,7322
	Étab. sup	- 10,4680	- 5,4968	4,9713	3,6127	3,9387	- 2,0408	- 0,2306	- 0,3087
	Toutes	60,2262	60,6471	0,4208	1,9076	1,8673	1,1640	- 1,9323	- 2,5858
2017	Inconnue	23,2221	20,6944	- 2,5277	0,8026	- 0,8324	0,0000	- 1,0700	- 1,4278
	Milieu	- 1,2144	- 1,2693	- 0,0549	- 0,1583	- 0,2662	0,0746	0,1264	0,1686
	Élève	45,5034	49,7507	4,2473	- 0,5237	2,1359	2,3138	0,1376	0,1836
	Lycée	3,7318	3,1180	- 0,6139	0,4219	- 0,1538	- 0,0540	- 0,3547	- 0,4733
	Étab. sup	- 9,9374	- 11,1348	- 1,1974	1,2806	1,1928	- 1,6819	- 0,8520	- 1,1369
	Toutes	61,3055	61,1590	- 0,1465	1,8231	2,0763	0,6526	- 2,0127	- 2,6858
2018	Inconnue	21,6911	12,6668	- 9,0242	- 2,2389	- 0,7341	0,0000	- 2,6191	- 3,4321
	Milieu	- 1,8979	- 1,4594	0,4385	0,3256	0,0617	0,1310	- 0,0345	- 0,0452
	Élève	44,7127	49,0953	4,3825	- 0,2856	0,4481	2,9243	0,5608	0,7350
	Lycée	3,0043	2,5385	- 0,4658	- 0,0318	- 0,2911	- 0,0435	- 0,0430	- 0,0564
	Étab. Sup	- 4,6406	- 1,3363	3,3043	3,1242	1,8020	- 1,4107	- 0,0914	- 0,1198
	Toutes	62,8696	61,5049	- 1,3647	0,8934	1,2866	1,6011	- 2,2272	- 2,9186
2019	Inconnue	30,4992	25,7847	- 4,7145	- 1,7412	- 0,0197	0,0000	- 1,2039	- 1,7497
	Milieu	- 1,5874	- 1,3545	0,2329	- 0,1919	- 0,1262	0,0656	0,1979	0,2876
	Élève	39,5158	38,2759	- 1,2398	0,5141	- 0,7404	2,6523	- 1,4942	- 2,1716
	Lycée	2,8644	1,9418	- 0,9226	0,3309	- 0,0436	0,0244	- 0,5032	- 0,7312
	Étab. Sup	- 2,1883	3,9231	6,1114	2,0854	2,3912	- 1,0923	1,1116	1,6155
	Toutes	69,1036	68,5710	- 0,5326	0,9974	1,4612	1,6501	- 1,8918	- 2,7494

ANNEXE 4 La distribution du choix de filières dans le supérieur, par genre et par cohorte



Références bibliographiques

- Aina, C., Casalone G. (2020). Early Labor Market Outcomes of University Graduates: Does Time to Degree Matter? *Socio-Economic Planning Sciences*, 71.
- Allen, J., Robbins, S. B., Casillas, A, Oh, I.-S. (2008). Third-Year College Retention and Transfer: Effects of Academic Performance, Motivation, and Social Connectedness. *Research in Higher Education*, 49(7), 647-64. <https://doi.org/10.1007/s11162-008-9098-3>
- Angrist, J., Lang, D., Oreopoulos, P. (2009). Incentives and Services for College Achievement: Evidence from a Randomized Trial. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(1), 136-63. <https://doi.org/10.1257/app.1.1.136>
- Bechichi, N., Grenet, J., Thebault, G. (2021a). *Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?*. Document de travail, 2021-03. Insee.
- Bechichi, N., Grenet, J., Thebault, G. (2021b). *D'Admission post-bac à Parcoursup : quels effets sur la répartition des néobacheliers dans les formations d'enseignement supérieur ?* France, portrait social. Insee, 105-21.
- Bechichi, N., Thebault, G. (2021). *Students' Preferences, Capacity Constraints and PostSecondary Achievements in a NonSelective System*. Document de travail, G2021-01. Insee.
- Blanchard, M., Lemistre, P. (2023). Bacheliers et bachelières scientifiques dans l'enseignement supérieur : Quatre ans après, qui persiste dans les sciences ? *Éducation & formations*, 105, 25-46. <https://doi.org/10.48464/ef-105-02>.
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8, 36-55. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Bluntz, C., Boulet, P. (2022). L'obtention de son premier vœu sur APB est-elle un gage de réussite en première année de Licence ?. *Éducation & formations*, 103, 104-119.
- Bluntz, C., Lemistre, P. (2022). Admission Post-Bac. *Éducation & formations*, 103, 7-26.
- Booij, A. S., Leuven, E., Oosterbeek, H. (2016). Ability Peer Effects in University: Evidence from a Randomized Experiment. *The Review of Economic Studies*, 84(2), 547-78. <https://doi.org/10.1093/restud/rdw045>.
- Bourdieu, P. (1986). *Forms of Capital*. Cambridge, Medford, Ma. Polity Press.
- Brinbaum, Y., Huguée, C., Poullaoeuc, T. (2018). 50% to the bachelor's degree... but how? Young people from working class families at university in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 499, 79-105. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.499s.1941>
- Brown, R. S., Moon, M., Zoloth, B. S. (1980). Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials, *Journal of Human Resources*, 15(1), 3-28. <https://doi.org/10.2307/145344>
- Caldas, S. J., Bankston, C. L. (1997). Effect of School Population Socioeconomic Status on Individual Academic Achievement. *The Journal of Educational Research*, 90(5), 269-77. <https://doi.org/10.1080/00220671.1997.10544583>
- Castleman, B. L., Long, B. T. (2016). Looking beyond Enrollment: The Causal Effect of Need-Based Grants on College Access, Persistence, and Graduation. *Journal of Labor Economics*, 34(4), 1023-73. <https://doi.org/10.1086/686643>
- Cavaco, S., Guille, M., Hiller, V., Rifqi, M., Skalli, A., Vittaut, J.-N. (2023). *Projet LORIET, rapport*.
- Cheng, L., Sun, Y. (2015). Teachers' Grading Decision Making: Multiple Influencing Factors and Methods. *Language Assessment Quarterly*, 12(2), 213-33. <https://doi.org/10.1080/15434303.2015.1010726>.
- Coleman, J. S. (1968). Equality of educational opportunity. *Integrated education*, 6(5), 19-28.
- De Clercq, M., Galand, B., Dupont, S., Frenay, M. (2012). Achievement among First-Year University Students: An Integrated and Contextualised Approach. *European Journal of Psychology of Education*, 28(3), 641-62. <https://doi.org/10.1007/s10212-012-0133-6>

- Duguet A., Le Mener M., Morlaix, S. (2016). Les déterminants de la réussite à l'université. Quels apports de la recherche en Éducation ? Quelles perspectives de recherche ? *Spirale - Revue de Recherches en Éducation*, Supplément électronique, 57.
- Duru-Bellat, M. (2002). *Les inégalités sociales à l'école : Genèse et mythes*. Presses Universitaires de France. <https://doi.org/10.3917/puf.duru.2002.01>
- Dynarski, S. M. (2001). Does Aid Matter? Measuring the Effect of Student Aid on College Attendance and Completion. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.288547>
- Fack, G., Grenet, J. (2015). Improving College Access and Success for Low-Income Students: Evidence from a Large Need-Based Grant Program. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(2), 1-34. <https://doi.org/10.1257/app.20130423>
- Falque-Pierrotin, I., Cytermann, J.-R., Dauchet, M., Filloque, J.-M., Moisan, C., Roussel, I. (2022). Quatrième rapport annuel du Comité éthique et scientifique de Parcoursup (CESP).
- Frickey, A., Primon, J.-L. (2002). Les manières sexuées d'étudier en première année d'université. *Sociétés contemporaines*, 48, 63-85.
- Galla, B. M., Shulman, E. P., Plummer, B. D., Gardner, M., Hutt, S. J., Goyer, J. P., D'Mello, S. K., Finn, A. S., Duckworth, A. L. (2019). Why High School Grades Are Better Predictors of On-Time College Graduation than Are Admissions Test Scores: The Roles of Self-Regulation and Cognitive Ability. *American Educational Research Journal*, 56(6), 2077-2115. <https://doi.org/10.3102/0002831219843292>
- Goldberger, A. S. (1964), *Econometric Theory*, Wiley.
- Grenet, J. (2022). Les algorithmes d'affectation dans le système éducatif français. In M. Simioni & P. Steiner. *Comment ça matche ? Une sociologie de l'appariement*, Presses de Sciences Po, 21-59, 9782724639001.
- Golsteyn, B. H. H., Non, A., Zoelitz, U. (2020). The Impact of Peer Personality on Academic Achievement. *Journal of Political Economy*, 129(4), 1052-1099. <https://doi.org/10.1086/712638>
- Hanushek, E. A. (1997). Assessing the Effects of School Resources on Student Performance: An Update, *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19(2), 141-64.
- Jacob, B. A. (2002). Where the Boys Aren't: Non-Cognitive Skills, Returns to School and the Gender Gap in Higher Education. *Economics of Education Review*, 21(6): 589-98. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(01\)00051-6](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(01)00051-6)
- Klipfel, J. (2023). Parcours et réussite en licence. Les résultats de la session 2022. *Note Flash du SIES*, 26. SIES-MESR.
- Lenoir, N., Berry, G., Dauchet, M., Grenet, J., Lucchesi, L., Moisan, C. (2019). Premier rapport annuel du Comité éthique et scientifique de Parcoursup (CESP).
- Ménard, B. (2021). Parcours et réussite en licence. Les résultats de la session 2020. *Note Flash du SIES*, 24. MESR-SIES.
- Millet M. (2012). *L'« échec » des étudiants de premiers cycles dans l'enseignement supérieur en France. Retours sur une notion ambiguë et descriptions empiriques*. In M. Romainville, C. Michaut (dirs.), *Réussite, échec et abandon dans l'enseignement supérieur* (p. 69-88). De Boeck Supérieur. <https://doi.org/10.3917/dbu.romai.2012.01.0069>
- Morlaix, S., Perret, C. (2013). L'évaluation du Plan Réussite en Licence : quelles actions pour quels effets ? Analyse sur les résultats des étudiants en première année universitaire. *Recherches en éducation*, 15. <https://doi.org/10.4000/ree.7390>
- Morlaix, S., Suchaut, B. (2012). Analyse de la Réussite en Première Année Universitaire : Effets Des Facteurs Sociaux, Scolaires et Cognitifs. *Revue française de pédagogie*, 180, 77-94. <https://doi.org/10.4000/rfp.3809>
- Newman-Ford, L., Lloyd, S., Thomas S. (2009). An Investigation in the Effects of Gender, Prior Academic Achievement, Place of Residence, Age and Attendance on First-Year Undergraduate Attainment. *Journal of Applied Research in Higher Education*, 1(1), 14-28. <https://doi.org/10.1108/17581184200800002>
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14, 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Oaxaca, R. L., Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials, *Journal of Econometrics*, 61(1), 5-21. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90074-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90074-4)
- OCDE. (2022). *Regards sur l'éducation*.

- Prouteau, D. (2009). Parcours et réussite en licence des inscrits en L1 en 2004, *Note d'Information*, 23. DEPP.
- Richardson, M., Abraham, C., Bond, R. (2012). Psychological Correlates of University Students' Academic Performance: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353-87. <https://doi.org/10.1037/a0026838>
- Rocher, T. (2016). Construction d'un indice de position sociale des élèves. *Éducation & formations*, 90, 5-27. DEPP.
- Rivkin, S. G., Hanushek E. A., Kain, J. F. (2005). Teachers, Schools, and Academic Achievement, *Econometrica*, 73(2), 417-58.
- Rossignol-Brunet, M. (2022). La sélection à l'entrée à l'université, gage de poursuite d'études en Humanités ?. *Formation emploi [En ligne]*, 158. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.10729>
- Sackett, P. R., Kuncel, N. R., Arneson, J. J., Cooper, S.R., Waters, S. D. (2009). Does Socioeconomic Status Explain the Relationship between Admissions Tests and Post-Secondary Academic Performance? *Psychological Bulletin*, 135 (1), 1-22. <https://doi.org/10.1037/a0013978>
- Schneider, M., Preckel, F. (2017). Variables Associated with Achievement in Higher Education: A Systematic Review of Meta-Analyses. *Psychological Bulletin*, 143(6), 565-600. <https://doi.org/10.1037/bul0000098>.
- SIES. (2023). *L'État de l'Enseignement supérieur, de la Recherche et de l'Innovation*, 16. MESRI-SIES.
- Skalli, A. (2001). The Role of Schooling: Screening versus Human Capital. In R. Asplund (dir.), *Education and Earnings: Further Evidence from Europe*, Taloustieto Oy, Helsinki, 43-63.
- Torenbeek, M., Jansen, E., Hofman, A. (2010). The Effect of the Fit between Secondary and University Education on First-Year Student Achievement. *Studies in Higher Education*, 35(6), 59-75. <https://doi.org/10.1080/03075070903222625>
- Van Den Berg, M. N., Hofman, W. H. A., (2005). Student Success in University Education: A Multi-Measurement Study of the Impact of Student and Faculty Factors on Study Progress. *Higher Education*, 50(3), 413-46. <https://doi.org/10.1007/s10734-004-6361-1>
- Westrick, P. A., Le, H., Robbins, S. B., Radunzel, J. M. R., Schmidt, F. L. (2015). College Performance and Retention: A Meta-Analysis of the Predictive Validities of ACT® Scores, High School Grades, and SES. *Educational Assessment*, 20(1), 23-45. <https://doi.org/10.1080/10627197.2015.997614>
- Wolniak, G. C., Engberg, M. E. (2010). Academic Achievement in the First Year of College: Evidence of the Pervasive Effects of the High School Context. *Research in Higher Education*, 51(5), 451-67. <https://doi.org/10.1007/s11162-010-9165-4>
- Zaffran, J., Aigle, M. (2020). Qui décroche de l'université : Mise en perspective nationale et analyse d'une enquête en région Aquitaine. *Revue de l'OFCE*, 167, 5-41. <https://doi.org/10.3917/reof.167.0005>

L'insertion professionnelle des jeunes

Influence du parcours scolaire et des compétences générales

Fabrice Murat

DEPP, sous-direction des évaluations et de la performance scolaire

Mots clés diplôme, compétences, insertion professionnelle, salaire.

Keywords *education, skills, professional life, earnings.*

Citer Murat, F. (2024). L'insertion professionnelle des jeunes. Influence du parcours scolaire et des compétences générales. *Éducation & formations*, 107, 69-90. DEPP-SIES. <https://doi.org/10.48464/ef-107-04>

Date de soumission de l'article : 12/10/2023

Date d'acceptation de l'article : 06/06/2024

Correspondance fabrice.murat@education.gouv.fr

Rappel Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et pas les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a *fortiori* la DEPP et le SIES.

Résumé

Le lien entre le parcours scolaire et l'insertion professionnelle est bien connu : les diplômés de l'enseignement supérieur trouvent plus facilement un emploi et sont mieux payés que les jeunes sortis très tôt du système éducatif. Les théories économiques expliquent ce lien par des écarts de compétences et donc de productivité selon le niveau d'études. Le panel d'élèves entrés en sixième en 1995 permet de tester cette hypothèse. Outre un descriptif très fin du parcours scolaire, il comporte des informations sur les compétences des élèves, en français, en mathématiques, mais aussi sur les comportements (méthodes de travail). Les résultats scolaires (résultats à des évaluations standardisées, notes de contrôle continu, notes à des examens) sont fortement liés à l'insertion professionnelle : une différence d'un écart-type en matière de compétences (environ 4 points pour une note sur 20) est associée à une différence de 230 euros en matière de salaire (pour un salaire mensuel de 1 250 euros). Les écarts sont plus grands pour les filles et pour les jeunes ayant fait des études supérieures. Une grande part de ces écarts transite par de plus grandes chances d'obtenir un diplôme, la différence de salaire selon les compétences à parcours scolaire donné restant tout de même de 80 euros. Le lien entre parcours scolaire et emploi se réduit un peu, quand on contrôle les compétences, mais reste très fort, sans doute parce que le diplôme signale d'autres compétences que les compétences scolaires prises en compte dans cette étude.

Abstract

Professional Integration of Young Adults: Influence of School Career and General Skills

The link between educational attainment and professional integration is well known: higher education graduates find employment more easily and are better paid than young people who left the education system very early. Economic theories explain this link by differences in skills and therefore productivity depending on the level of education. The panel of students who entered 6th grade in 1995 makes it possible to test this hypothesis. In addition to a very detailed description of the school career, it includes information on the students' skills, in French, in mathematics, but also on behavior (working methods). Academic results (results on standardized assessments, continuous assessment grades, exam grades) are strongly linked to professional integration: a difference of one standard deviation in terms of skills (around 4 points for a grade out of 20) is associated with a difference of 230 euros in terms of salary (for an average level of 1,250 euros). The gap is greater for girls and for young people with higher education. A large part of this gap comes from a greater chance of obtaining a diploma, the effect of skills at a given educational background still remaining 80 euros. The link between educational background and employment is reduced a little, when we control for skills, but remains very strong, because the diploma indicates skills other than the academic skills taken into account in this study.

À la fin de leurs études, les jeunes vont pour la plupart entrer sur le marché du travail ou plutôt finir d'y entrer, puisque beaucoup ont déjà eu une expérience professionnelle, dans le cadre de leur scolarité (stage ou apprentissage) ou par des emplois saisonniers ou à temps partiel. Le lien entre le parcours scolaire et l'insertion professionnelle a été déjà largement documenté, notamment en France, grâce aux travaux du Céreq (Centre d'études et de recherches sur les qualifications) sur les enquêtes Génération ou à partir du bilan Formation-Emploi fondé sur l'enquête Emploi de l'Insee. Selon le dernier bilan Formation-Emploi, en 2021, parmi les personnes sorties depuis un à quatre ans de formation initiale, le taux d'activité est de 93,5 % pour les diplômés du supérieur contre 60,5 % pour ceux qui n'ont pas eu mieux que le brevet (Insee, 2022). Plus précisément, 40 % des jeunes sortis avec au mieux le brevet sont inactifs et 27 % sont au chômage, contre respectivement, 6 % et 9 % parmi les jeunes diplômés de l'enseignement supérieur long (DEPP, 2022). Les enquêtes Génération mettent aussi en évidence depuis longtemps une nette corrélation entre le salaire et le diplôme : pour les jeunes sortis du système éducatif en 2017, le salaire mensuel médian en 2020 est de 1 220 euros en absence de diplôme contre 2 260 euros pour les jeunes ayant obtenu au moins un bac + 5 (Couppié et al., 2022).

Le présent travail va apporter des informations complémentaires sur le sujet, en s'appuyant sur le panel d'élèves entrés en sixième en 1995, suivis par la DEPP (Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance du ministère de l'Éducation nationale) durant leur scolarité secondaire, par le SIES (Sous-direction des systèmes d'information et des études statistiques du ministère de l'Enseignement supérieur et de la Recherche) après le baccalauréat et par l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques) lors de leur entrée dans la vie active. L'intérêt de cette enquête est de fournir tout à la fois des informations précises sur les caractéristiques sociales des élèves, leur parcours scolaire, leurs compétences et leur insertion professionnelle. L'utilisation des mesures de compétences, de plus en plus présentes dans les panels initiés par la DEPP, est la principale originalité de ce dispositif par rapport aux enquêtes Génération ou Emploi. Les études du lien entre compétences et insertion professionnelle sont encore assez peu fréquentes sur données françaises. Sans prétendre mesurer la causalité entre ces deux dimensions (de nombreux facteurs inobservés, même dans les riches données du panel, peuvent interférer), il s'agit ici de décrire, de façon fine, les corrélations entre les compétences et la situation professionnelle, en tenant compte du parcours scolaire.

Après avoir passé en revue la littérature sur l'insertion professionnelle, en particulier l'importance des compétences dans ces analyses, nous présenterons quelques éléments sur le parcours scolaire et la situation professionnelle des jeunes à la fin de leurs études, en matière d'occupation, de profession et de salaires. Un document de travail associé à cet article apporte des informations complémentaires, notamment sur le traitement des données (Murat, 2024). La situation professionnelle sera ensuite confrontée au parcours scolaire (plus haut diplôme, âge de fin d'études), mais surtout au niveau de compétences. Cette analyse sera reprise dans une dernière partie, en utilisant la modélisation économétrique classique de Mincer pour faire la part dans l'analyse des salaires, entre les écarts selon les compétences et les écarts selon le parcours scolaire.

Les travaux sur le lien entre parcours scolaire, compétences et insertion professionnelle

De nombreuses études au niveau international

Le lien entre le niveau d'études et la situation professionnelle, mis en évidence depuis longtemps par des travaux empiriques (Mincer, 1970), a donné lieu à de nombreuses analyses dans la littérature économique. Les théories économiques accordent une importance aux compétences dans cette relation : le diplôme est lié à des compétences utiles dans la vie professionnelle, ce qui explique que les personnes les plus diplômées trouvent plus facilement du travail et sont mieux payées. Les théories peuvent toutefois s'opposer en amont sur le rôle de l'éducation dans la formation des compétences, la théorie du capital humain, considérant les études comme un investissement permettant le développement de compétences (Becker, 1964) et la théorie du signal, postulant que les études permettent de faire le tri entre les individus plus ou moins compétents (Arrow, 1973).

L'intérêt pour les compétences grandit d'ailleurs, du fait d'une société et d'un système productif de plus en plus complexes, demandant une maîtrise de l'information sous des formes diverses ou des compétences plus pointues, en particulier en mathématiques. Cela explique le développement de l'enquête PIAAC (*Programme for the International Assessment of Adult Competencies*) auprès des adultes ou de PISA (Programme international de suivi des acquis des élèves) auprès des jeunes de 15 ans, qui cherchent à mesurer la « littératie », c'est-à-dire la capacité à traiter l'information, ou la culture mathématique et scientifique. Les travaux sur les compétences et leur lien avec le marché du travail sont très nombreux dans le monde anglo-saxon. Un numéro de la revue *Oxford Economic Papers* a été consacré au sujet (Borghans et al., 2001). Heckman, dans des travaux avec divers co-auteurs, a aussi montré l'importance des compétences pour mieux comprendre le marché du travail, mais aussi d'autres aspects de la vie personnelle, comme la santé, les grossesses précoces ou la consommation de drogue (Heckman et al., 2006 ; Heckman, 2008).

Dans la plupart de ces travaux, l'analyse du lien entre compétences et insertion professionnelle est faite en tenant compte d'une mesure plus traditionnelle de l'éducation, comme le diplôme ou le nombre d'années d'études. Il s'agit d'ailleurs souvent de mesurer quelle part du lien entre l'éducation et l'insertion professionnelle est expliquée par les compétences (en comparant les coefficients associés au diplôme, avec et sans prise en compte des compétences dans la modélisation économétrique). Bowles et al. (2001) ont ainsi produit une méta-analyse sur le sujet, montrant une réduction de seulement 20 % du lien entre éducation et insertion professionnelle, à niveau de compétences donné. Ceci dit, inversement, le niveau de diplôme ne rend pas compte complètement du lien entre compétences et marché du travail, les coefficients associés aux compétences restant significatifs dans les équations de salaires.

Le lien entre compétences et parcours scolaire est aussi pris en compte dans l'étude de l'adéquation entre formation et emploi, en confrontant le *skill mismatch* (le fait d'occuper un emploi requérant des compétences d'un niveau différent de celui du salarié) et l'*educational mismatch* (décalage entre le niveau d'étude du salarié et celui que son emploi requiert) (Allen & Van der Velden, 2001 ; Levels et al., 2014 ; Vermeylen, 2016). Dans certains cas, les compétences peuvent expliquer un décalage pour ce qui est du niveau d'études :

une personne occupant un emploi très qualifié sans avoir un niveau de formation élevé a souvent des compétences plus élevées que des personnes ayant fait les mêmes études. Mais ce n'est pas systématique et il y a aussi des décalages en ce qui concerne les compétences, cohérents avec des décalages en matière de diplômes.

Cette perspective avale, tournée vers l'analyse économique du marché du travail, peut être complétée par une approche en amont, considérant les objectifs du système éducatif. L'insertion sur le marché du travail et le développement de compétences sont deux objectifs importants de l'école, non contradictoires, mais dont le lien n'est pas automatique. À l'école, l'élève va acquérir des compétences académiques fondamentales (lire, écrire et compter pour rester simple), comportementales (quant aux méthodes de travail notamment) et éventuellement professionnelles (dans des cursus spécialisés), qui pourront en effet être utiles sur le marché du travail. Il va aussi acquérir d'autres compétences, dont l'utilité *a priori* sur le plan professionnel n'est pas évidente, mais qui sont utiles sur d'autres aspects (dans l'activité de citoyen par exemple) ou peuvent être considérées comme des biens en elles-mêmes. Le système éducatif a donc son propre programme de développement des compétences, qui ne correspond pas forcément aux besoins, exprimés ou non, du marché du travail. Il est intéressant de confronter les compétences clairement scolaires à l'insertion professionnelle, en sachant que le décalage peut être dû à la spécificité des objectifs du système éducatif, mais aussi au fonctionnement du marché du travail, qui n'accorde peut-être pas aux compétences, en particulier scolaires, une place aussi importante qu'on le dit ou qu'il le devrait.

Ce point renvoie aussi à la diversité des compétences utiles sur le marché : l'importance des compétences non cognitives (la motivation, la capacité à travailler en équipe, etc.) est souvent soulignée à côté des compétences cognitives, comme le niveau en mathématiques ou en lecture (Heckman et al., 2006). De façon plus précise, Stasz (2001) distingue quatre types de compétences : académiques (compétences disciplinaires, acquises surtout à l'école), génériques (résolution de problème, communication ou travail en équipe), techniques (proches des compétences académiques, mais plus spécifiques à un emploi) et comportementales (motivation). Elle discute la possibilité et l'intérêt de développer ces différentes compétences à l'école, en supposant qu'elles se transféreront sur le marché du travail. Il n'est pas toujours facile de mesurer directement toutes ces compétences, en particulier les compétences comportementales. Il est alors souvent fait usage d'un questionnement déclaratif, sur la maîtrise de certaines compétences ou le décalage entre ses compétences et l'emploi occupé, comme cela a été fait dans le module Compétence de l'enquête Génération 2010 (Calmand et al., 2015).

Par ailleurs, les travaux empiriques sur les compétences se distinguent selon les sources utilisées. Certains sont fondés sur les panels de jeunes dont le suivi a commencé dès l'école, comme le *National Longitudinal Survey of Youth*, la disponibilité de plusieurs vagues de ce type d'enquête permettant d'étudier l'évolution de la relation entre compétences et insertion professionnelle (Murnane et al., 1995 ; Castex & Kogan Dechter, 2014). D'autres se fondent sur des enquêtes concernant les adultes de tous âges, comme celles conduites par l'OCDE, IALS (*International Adult Literacy Survey*) (Green & Riddell, 2001) ou PIAAC, qui a beaucoup été utilisée dans cette perspective (Hanushek et al., 2015). Les deux types de sources sont parfois mobilisés, comme l'ont fait McIntosh et Vignoles (2001) utilisant IALS et le *National Child Development Study*.

Le choix de la source va avoir une importance dans la nature des compétences prises en compte. Pour les données sur des jeunes, issues d'un panel à l'origine scolaire, ce seront souvent des résultats scolaires, disciplinaires ou à des tests prévus pour un autre usage à l'entrée d'un cursus (comme des tests dans le cadre d'une sélection), même si des évaluations propres à l'enquête ont pu être conçues. Dans les enquêtes en population générale, les évaluations sont spécifiques et d'une nature moins scolaire (on parle alors souvent de « littératie » pour désigner la capacité générale à traiter l'information). La temporalité entre la mesure des compétences et l'observation de la situation professionnelle est aussi différente. Sur population générale, une corrélation « inverse » ne peut être exclue : certes les personnes les plus compétentes doivent trouver plus facilement un emploi mieux payé, mais, inversement, les personnes occupant un emploi qualifié peuvent développer davantage leurs compétences que les autres. Ce problème ne se pose pas avec les panels de jeunes, dont les compétences sont observées bien avant l'insertion professionnelle, même si des facteurs inobservés, liés aux compétences et à la situation sur le marché du travail, existent sans doute et empêchent toujours d'interpréter la corrélation entre compétences et insertion professionnelle comme une causalité. Ceci dit, du fait que les compétences évoluent au fil de la scolarité, le décalage temporel entre l'observation des compétences et celle de la situation professionnelle, s'il est trop important, peut être une source d'atténuation dans l'estimation du lien entre les deux (en plus de l'erreur de mesure portant sur la mesure des compétences).

Comme le soulignent Hanushek et ses coauteurs (2015), il peut aussi y avoir des phénomènes de sélection susceptibles de provoquer des différences dans la corrélation entre compétences et insertion professionnelle, pour les jeunes ou en population générale. En effet, ils évoquent le risque de sous-estimer le lien entre compétences et emploi en étudiant une population trop jeune. Leur premier argument est que les compétences sont difficiles à observer (par les employeurs autant que par les statisticiens) et que leur prise en compte peut prendre du temps. Les mauvais ajustements, plus fréquents en début de carrière, peuvent aussi être une source de perturbation dans le lien entre compétences et salaires. Enfin, les chercheurs avancent que pour avoir une vision complète, quant au cycle de vie et à la situation des personnes, le salaire entre 35 et 55 ans est un bien meilleur proxy que celui en début de carrière. Cela justifie pour eux l'intérêt des évaluations d'adultes, comme PIAAC, en comparaison des sources ciblant les jeunes. Leurs résultats confortent leur position puisqu'ils trouvent une corrélation entre numératie et salaire sensiblement plus élevée pour les 35-54 ans par rapport aux 25-34 ans.

Par rapport à ces enjeux, le travail qui va suivre est fondé sur un panel de jeunes, dont les compétences sont observées de façon très précoce (de la façon la plus précise, à l'entrée en sixième). La plupart des mesures concernent des dimensions cognitives et même clairement scolaires, les mathématiques et le français, mais il existe des évaluations spécifiques au panel dans des dimensions non cognitives (les méthodes de travail, notamment), ce qui est un élément important. Le décalage temporel a été atténué en utilisant une observation plus tardive (les notes au baccalauréat), mais il a semblé aussi intéressant de compléter cette analyse en annexe, avec les enquêtes IVQ (Information et vie quotidienne) et PIAAC, utilisant des évaluations moins scolaires et disponibles en population générale ■ ANNEXE 1.

Les études françaises sur le lien entre compétences et marché du travail

Si la recherche en France n'a pas la richesse des études américaines sur le lien entre compétences et insertion professionnelle, il existe cependant quelques travaux français, prenant en compte les compétences dans leurs analyses sur le marché du travail. C'est notamment le cas des études menées à partir du panel 1995 sur l'insertion professionnelle : dans leurs analyses sur l'obtention d'un BTS, Le Rhun et Monso (2015) ont utilisé les résultats aux évaluations nationales de sixième en mathématiques comme variables de contrôle ; Herbaut *et al.* (2022) ont étudié les différences selon les filières du baccalauréat en contrôlant la mention à celui-ci, mais aussi les notes en troisième. Canaan et Mouganie (2018) font un usage encore plus pointu des évaluations, en comparant les individus ayant eu des notes juste en dessous de l'obtention du baccalauréat à ceux juste au-dessus, pour estimer l'effet de ce diplôme sur le marché du travail. Dans ces études, où les compétences ne sont pas au centre de l'analyse, un lien assez modéré apparaît avec les indicateurs d'insertion professionnelle.

Les données d'IVQ et de PIAAC ont, en France, peu fait l'objet de travaux concernant l'insertion professionnelle, à la notable exception de ceux de Branche-Seigeot (2013), qui a consacré sa thèse à ce sujet. Dans son travail avec Giret, elle étudie, avec l'enquête IVQ 2004, les situations de déclassement et de surclassement (Branche-Seigeot & Giret, 2013). Branche-Seigeot (2015) a aussi utilisé les données de PIAAC, sans se limiter aux scores cognitifs issus des tests. Elle a en effet pris en compte les questions portant sur le type de tâches réalisées au travail. Le lien entre le salaire et les compétences, mesurées par les tests ou rapportées par les enquêtés, reste assez modeste, comparé à la corrélation subsistant entre le niveau d'études et le salaire. Enfin, dans le cadre d'un appel à projet de la DARES (Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques), une équipe de recherche de l'IPP (Institut des politiques publiques) a repris l'analyse des données de PIAAC, notamment sous l'angle du déclassement (Asai *et al.*, 2020). Cette étude confirme le lien assez modéré des compétences avec la situation professionnelle, quand on prend en compte le niveau d'études.

Le panel d'élèves entrés en sixième en 1995

L'analyse va porter sur 12 307 jeunes dont l'Insee a observé dans l'enquête EVA (Entrée dans la vie adulte), au moins une fois la situation professionnelle, parmi les 17 830 élèves entrés en sixième que la DEPP a suivi à partir de 1995. Outre le problème de l'attrition, pas tout à fait aléatoire (les pertes concernent plutôt des élèves aux scolarités difficiles)¹, il faut aussi gérer les entrées très étalées sur le marché de travail, de 2001, pour ceux sortis juste après le collège, à 2012 pour les étudiants prenant du temps à finir leurs études supérieures (il restait encore 1 % de jeunes en études en mars 2012 quand la collecte EVA a été arrêtée). Ces jeunes ne sont pas sortis dans la même conjoncture économique ; ils ne sont pas observés tout à fait aux mêmes moments de leur carrière professionnelle. Petite difficulté supplémentaire, les jeunes sont rarement interrogés sur leur situation professionnelle, juste après la fin de leurs études. En effet, la collecte d'EVA n'a commencé qu'en mars 2005, alors que certains jeunes avaient déjà quitté depuis plusieurs années le système éducatif.

1. Une pondération selon les variables disponibles au départ (sexe, âge et niveau de compétences d'entrée en sixième, profession des parents, notamment) permet de corriger en partie cela (Murat, 2024, p. 50-52).

De plus, l'Insee ne prenait le relais de l'interrogation que lorsque l'arrêt des études était certain, en particulier dans l'enseignement supérieur : ils étaient donc réinterrogés par le SIES l'année suivant la collecte où ils avaient déclaré ne plus étudier, pour repérer des reprises d'études. Cela a donc décalé l'interrogation par l'Insee (notons cependant que le questionnaire du SIES posait une question sur la situation professionnelle, dont les réponses sont prises en compte ici, mais elle n'était pas suivie de questions plus détaillées sur le salaire, notamment). Ce décalage donne sans doute une image un peu bruitée de l'accès à l'emploi, plutôt en faveur des jeunes sortis précocement du système éducatif, d'autant plus que ceux-ci sont sortis avant la crise économique de 2008. Il est sans doute moins problématique pour le repérage de la profession ou du salaire, qui évoluent moins rapidement une fois que le jeune est en emploi. De plus, les données ont été confrontées à celles des enquêtes Génération de 2004 et 2010, ainsi qu'au bilan Formation-Emploi de la même époque et les résultats sur la répartition par diplôme ou le salaire sont très cohérents (voir Murat, 2024, p. 30-35).

La principale originalité du panel est de disposer d'évaluation de compétences, dont nous allons beaucoup plus exploiter la richesse par rapport aux autres travaux à partir du panel, cités plus haut :

- l'appréciation par les chefs d'établissement du niveau en mathématiques et en français à l'entrée en sixième, sur une échelle de 0 à 10 ;
- les résultats aux évaluations nationales à l'entrée en sixième, en mathématiques et en français ;
- les notes de contrôle continu en mathématiques, en français et en langue vivante en troisième (la collecte s'étant faite assez tôt dans l'année scolaire, les notes à l'examen du brevet n'ont pas été récupérées) ;
- les notes au baccalauréat dans les différentes matières ;
- les résultats à des épreuves spécifiques au panel 1995 à l'entrée en sixième, en « civisme » et en « méthodes de travail ».

Pour faciliter la comparaison, toutes ces évaluations – sur des échelles très différentes – ont été standardisées à une moyenne 0 sur l'ensemble de la population et un écart-type de 1. Il y a de nombreuses non-réponses, très souvent non aléatoires : une partie seulement de la population passe le DNB (Diplôme national du Brevet), une part encore plus faible passe le baccalauréat et parmi les candidats au baccalauréat, il y a des différences de niveau entre séries, dont ne rendent pas compte les notes au baccalauréat. C'est pourquoi un important travail d'imputation et de standardisation fine a été fait. En particulier, les notes au baccalauréat ont été calées sur les résultats antérieurs en troisième, pour hiérarchiser les résultats entre séries et pour imputer une valeur aux jeunes qui ne passent pas le baccalauréat (voir Murat, 2024, p. 13-16, pour plus de détails). Ce calage permet d'améliorer sensiblement la qualité de ces informations comme indicateurs de la valeur scolaire (dans la confrontation avec l'insertion sociale notamment), par rapport à l'utilisation des notes brutes. Une autre possibilité serait d'utiliser les notes brutes avec un effet fixe « série » dans les modélisations (mais cela oblige alors à écarter les non-candidats au baccalauréat).

Dans l'article, nous allons privilégier une note globale fondée sur les évaluations à l'entrée en sixième, qui sont les plus standardisées et disponibles pour toute la cohorte. Elles donnent toutefois une image très précoce des compétences, qui peuvent évoluer au fil de la scolarité. C'est pourquoi nous avons aussi utilisé une mesure globale à la fin des études

secondaires, fondée sur les notes au baccalauréat, avec la procédure de standardisation indiquée plus haut. Les travaux docimologiques ont montré depuis longtemps que les notes, à l'examen ou en contrôle continu, sont affectées de biais, pas tous aléatoires (un élève est noté plus favorablement dans un collège ou une classe défavorisés, par exemple). Il nous semble cependant que, vu le décalage temporel, ces biais sont peu susceptibles d'expliquer le lien entre les notes et l'insertion professionnelle, et qu'ils constituent plutôt des facteurs d'atténuation dans les corrélations. Il convient d'ailleurs de rappeler que compte tenu des erreurs de mesure affectant toutes ces évaluations, y compris les scores standardisés, les corrélations entre compétences et insertion professionnelle sont sans doute ici sous-estimées. De plus, ces corrélations ne doivent pas être interprétées de façon causale : il existe sans doute des variables non observées liées à la fois aux compétences et à la situation professionnelle, qui expliquent la corrélation entre elles. Prenons l'exemple du sexe qui peut heureusement être pris en compte ici : les garçons ont de meilleurs résultats que les filles en mathématiques ; les hommes sont mieux payés que les femmes. Ces deux corrélations impliquent un lien entre compétences et salaires, qui n'a rien de causal (on vérifie que l'écart de salaire entre hommes et femmes ne s'explique pas par la différence de résultats en mathématiques). La description assez sommaire de la situation professionnelle, notamment l'absence du secteur d'activité, peut aussi affecter le lien entre compétences et situation professionnelle.

Situation professionnelle et parcours scolaire

Lors de la première observation de la situation professionnelle dans EVA, les trois quarts des jeunes sont en emploi (les autres sont au chômage ou inactifs) ■ **TABLEAU 1**. Lors de leur premier emploi observé, ils sont cadres supérieurs ou d'une profession intermédiaire dans un peu moins d'un cas sur trois. Le premier salaire mensuel observé est en moyenne d'environ 1 250 euros².

Les jeunes sortent avec des niveaux de formations très différents (voir Murat, 2024, p. 7-13, pour plus d'informations sur le parcours scolaire) : 7 % n'ont obtenu aucun diplôme et autant ont seulement le DNB, tandis que 17 % ont poursuivi leurs études jusqu'à un bac + 5 ou un diplôme d'une grande école. L'âge de fin d'études est souvent aussi utilisé dans les analyses économiques sur les rendements de l'éducation, car il paraît mesurer plus directement l'investissement des jeunes dans l'éducation. Un peu moins de 10 % des jeunes ont fini leurs études avant leurs 18 ans, alors que 17 % les ont poursuivies au moins jusqu'à 24 ans.

L'accès à l'emploi dépend fortement du niveau d'études atteint. Quand les jeunes sont sortis sans diplôme ou avec uniquement le DNB, le taux d'emploi est respectivement de 51 % et 58 % ; à l'opposé pour les sortants d'une grande école, ce taux approche de 90 %. Les autres diplômes se classent de façon intermédiaire : autour de 70 % pour les jeunes avec un diplôme de l'enseignement secondaire, en le validant ou non (on dépasse 80 % s'il s'agit d'un bac professionnel) ; au-dessus de 80 % pour les jeunes ayant fait des études supérieures (sauf pour les DEUG).

2. Tous les salaires ont été actualisés en euros 2012.

■ **TABLEAU 1** Situation professionnelle selon le parcours scolaire

		Pourcentage	Taux d'emploi	Premier salaire	% de cadres ou professions intermédiaires
Plus haut diplôme	Aucun diplôme connu	6,5	50,7	1 027	5,5
	DNB	6,7	58,2	984	10,3
	CAP-BEP	19,8	74,5	1 046	5,7
	Bac professionnel	9,6	81,6	1 155	13,7
	Bac technologique	10,3	74,9	1 094	19,1
	Bac général	6,4	67,5	1 156	31,4
	DEUG et autres bac + 2	1,6	76,7	1 155	50,5
	DUT	1,4	83,7	1 458	50,7
	BTS	9,8	83,6	1 295	38,5
	Bac + 3	7,7	87,3	1 472	68,3
	Bac + 4	3,3	67,4	1 515	56,7
	Bac + 5 et thèses	12,9	80,6	1 594	70,9
Grandes écoles	4,0	89,9	2 142	90,0	
Âge de fin d'études	16 ans ou moins	3,0	58,3	1 041	9,5
	17 ans	4,7	59,6	1 004	6,1
	18 ans	13,4	64,0	1 055	9,3
	19 ans	14,2	71,3	1 034	11,0
	20 ans	13,9	74,5	1 112	17,2
	21 ans	11,5	77,4	1 216	28,7
	22 ans	10,5	84,2	1 319	42,6
	23 ans	11,6	84,6	1 543	62,8
	24 ans	8,9	86,0	1 626	68,8
	25 ans	4,5	77,6	1 640	67,8
26 ans ou plus	3,8	79,7	1 686	69,4	
Décile de compétences en fin de secondaire	Décile 1	10,0	58,6	1 042	5,4
	Décile 2	10,0	69,6	1 079	8,4
	Décile 3	10,0	73,6	1 067	13,1
	Décile 4	10,0	75,8	1 130	19,7
	Décile 5	10,0	77,8	1 177	24,0
	Décile 6	10,0	76,1	1 182	33,4
	Décile 7	10,0	78,2	1 292	40,0
	Décile 8	10,0	79,4	1 371	49,4
	Décile 9	10,0	82,6	1 502	60,2
	Décile 10	10,0	81,8	1 766	73,3
Ensemble		100,0	75,4	1 266	32,7

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Champ : jeunes entrés en sixième en 1995, en France hors DROM.

Source : DEPP, SIES, Insee, enquête panel 1995.

Les écarts concernant les salaires sont aussi très importants. Les sortants d'une grande école ont un salaire mensuel de 2 140 euros. Les titulaires d'un bac + 5 ou d'un bac + 4 se trouvent environ 500 euros en dessous ; la différence est de 700 euros pour les DUT, de 800 euros pour les bac + 3, de 900 euros pour les BTS. L'écart atteint 1 000 euros avec les bacheliers et les sortants avant ce niveau. Par ailleurs, 90 % des sortants d'une grande école exercent rapidement un emploi de cadre ou une profession intermédiaire, contre 5 % des jeunes n'ayant aucun diplôme.

Les écarts selon l'âge de fin d'études sont aussi assez nets : les taux d'emploi sont inférieurs à 70 % pour les jeunes sortis avant 19 ans, alors qu'ils dépassent 80 % pour les jeunes entre 22 et 24 ans (ils baissent un peu au-delà, pour des cohortes moins nombreuses et observées peu de temps après la fin de leurs études) ; le salaire moyen est d'à peine 1 000 euros par mois pour les jeunes ayant fini leurs études avant 20 ans, alors qu'il dépasse 1 600 euros pour ceux qui les ont continuées au moins jusqu'à 24 ans.

Ces résultats sont attendus et conformes à ceux issus des enquêtes Génération et Emploi. La confrontation avec le niveau de compétences est plus originale. Le taux d'emploi augmente très régulièrement du premier au dernier décile de résultats en fin d'études secondaires : de 55 % pour les jeunes dans le premier décile à 82 % pour ceux dans les deux déciles des plus compétents. La hiérarchie des salaires est aussi très nette, l'augmentation se situant plutôt en haut de la distribution des compétences : le salaire passe de 1 050 euros pour le premier décile à 1 150 euros pour les déciles centraux (4 à 6), puis augmente de 100 euros pour chaque décile suivant et même 300 euros entre le neuvième et le dernier décile. Par ailleurs, moins de 10 % des jeunes dans les deux premiers déciles de compétences ont accès à un statut de cadre supérieur ou à une profession intermédiaire, contre presque les trois quarts dans le dernier décile. La relation est juste un peu moins forte quand on utilise une mesure plus précoce, mais plus standardisée, des compétences, les résultats à l'évaluation nationale à l'entrée en sixième : le taux d'emploi varie de 60 % à 80 % et le salaire de 1 050 euros à 1 450 euros pour le neuvième décile et 1 600 euros pour le dernier décile (qui est le décile le plus sensible au changement de point d'observation).

Cependant, les compétences sont fortement liées au parcours scolaire, de façon quasi « mécanique » pour les résultats au baccalauréat. Les écarts plus importants de salaires dans la partie haute de la distribution des compétences sont à mettre en relation avec les écarts plus prononcés entre diplômés de l'enseignement supérieur, qu'entre diplômés de l'enseignement secondaire. Il paraît donc utile de procéder à une lecture plus globale des données.

Modélisations économétriques en fonction du niveau d'études

La confrontation entre la situation professionnelle, les compétences et le parcours scolaire va être reprise, en tenant compte du fait que ces informations sont fortement liées. Les panels montrent depuis longtemps que les compétences élevées en français et en mathématiques à l'entrée en sixième sont fortement liées avec le parcours dans l'enseignement secondaire, en particulier le passage par les filières générales (Barhoumi & Caille, 2021). Le document associé montre un lien aussi fort avec les études dans l'enseignement supérieur. C'est aussi

par des études prolongées que les jeunes peuvent développer leurs compétences, dans des domaines spécifiques, mais aussi dans les domaines généraux. Des modélisations économétriques vont donc être effectuées pour répondre à deux questions : les compétences ont-elles un lien propre avec la situation professionnelle au-delà d'être des conditions pour faire des études longues ? Dans quelle mesure la corrélation entre niveau de diplôme et situation professionnelle peut-elle s'expliquer par des différences de compétences entre diplômés ?

Trois mesures de l'insertion professionnelle vont être utilisées : l'accès à un emploi, le salaire et l'accès à un « poste qualifié » (cadre supérieur ou profession intermédiaire). Le degré d'adéquation globale va être mesuré par un R^2 pour le salaire (dans le cadre d'un modèle linéaire, qui nous semble plus lisible dans cette approche descriptive, que la modélisation logarithmique qui est souvent utilisée) et le pseudo R^2 de Cox et Snell (1989) pour l'accès à l'emploi ou l'accès à un « poste qualifié » (qui sont étudiés par des régressions logistiques)

■ TABLEAU 2.

Dans un premier temps, le parcours scolaire est décrit de la façon suivante : le plus haut niveau d'études atteint, le fait qu'il a été validé par un diplôme, la spécialité de formation suivie. En prenant aussi en compte le sexe dans l'analyse, la qualité globale des modèles est assez élevée, surtout pour le salaire et la profession (R^2 de 32,3 % et pseudo- R^2 de 44,1 % contre 11,5 % pour l'accès à l'emploi). Les résultats associés à ces variables (disponibles dans Murat, 2024, p. 25-28, comme des modélisations avec d'autres indicateurs de parcours scolaire), sont conformes aux études antérieures. Ainsi, le taux d'emploi et le salaire croissent avec le niveau de formation. En accord avec l'étude de Le Rhun et Monso (2015), la validation d'une formation par un diplôme est liée à une meilleure insertion professionnelle (environ 130 euros de salaire mensuel en plus par rapport à des jeunes de même niveau d'études ayant échoué à l'examen). Comme Herbaut et al. (2022) ont pu le montrer plus précisément, pour le baccalauréat général, la spécialité de formation a aussi son importance. Pour les formations professionnelles, les taux d'emploi sont élevés pour les spécialités liées à l'agriculture, à la communication ou à la transformation, alors que les taux sont nettement moins bons pour les services à la collectivité ou les services à la personne. Pour les formations de l'enseignement supérieur, les élèves dans le paramédical, les sciences ou l'économie-gestion touchent un salaire de plusieurs centaines d'euros supérieur aux étudiants sortant de lettres ou de sciences humaines. Par ailleurs, la présence de la variable de sexe de l'individu dans la modélisation permet surtout de prendre en compte un différentiel de 180 euros de salaire mensuel en défaveur des femmes.

Les modèles utilisant uniquement les compétences (et le sexe), sans le parcours scolaire, sont un peu moins bons, mais restent assez performants pour le salaire et l'accès à un statut de cadre : le R^2 est par exemple de 12,3 % pour le lien entre le salaire et le score global à l'entrée en sixième et atteint 21,4 % avec une mesure des compétences à la fin de l'enseignement secondaire. Il y a une différence de salaire de 160 euros entre deux individus séparés par un écart-type de score à l'entrée en sixième ; la différence est de 230 euros pour les résultats en fin d'études secondaires. Les écarts sont moins nets pour l'accès à l'emploi (pseudo- R^2 de 2,3 % avec les résultats en fin d'études secondaires), peut-être du fait du caractère assez bruité de cette variable.

■ **TABLEAU 2** Modélisation de l'insertion profession selon le parcours scolaire et les compétences (coefficients)

Modèle	Accès à l'emploi	Salaire	Accès à un statut de cadre
Sexe (R²)	0,1 %	3,2 %	0,3 %
Sexe + Parcours scolaire (R²)	11,5 %	32,3 %	44,1 %
Sexe + Score sixième (R²)	1,6 %	12,3 %	21,4 %
Score sixième	0,24***	161***	1,02***
Sexe + Compétences fin de secondaire (R²)	2,3 %	21,4 %	31,4 %
Compétence fin de secondaire	0,3***	229***	1,24***
Sexe + Parcours scolaire + Score sixième (R²)	11,6 %	32,5 %	44,2 %
Score sixième	0,07**	26***	0,17***
Sexe + Parcours scolaire + Note bac (R²)	11,6 %	32,8 %	44,2 %
Note bac	0,17***	79***	0,22***
Sexe + Parcours scolaire + Score sixième + Score sixième (R²)	11,6 %	32,8 %	44,2 %
Score sixième	0,04	31***	0,16***
Score sixième	- 0,05***	13***	0,02
Sexe + Parc. sco. + Score sixième + Effets hétérogènes (R²)	11,8 %	32,6 %	44,4 %
Score sixième (Filles sans études supérieures)	0,12***	26***	0,21***
Score sixième (Δ Garçons)	- 0,18***	- 29***	- 0,21***
Score sixième (Δ Études supérieures)	0,16***	42***	0,12*
Sexe + Parcours scolaire + Scores sixième détaillés (R²)	12,1 %	32,8 %	44,3 %
Français (Fille)	0,08*	15*	0,1*
Français (Δ Garçons)	- 0,18***	- 42***	- 0,19***
Mathématiques	0,18***	20***	0,05
Connaissances civiques	- 0,02	6	0,09***
Vie scolaire	0,03	- 11**	0,02
Opinions	- 0,07***	8*	0,02
Méthodes de travail	0,01	25***	0,04

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Note : la mesure des compétences en fin de secondaire est fondée sur les notes au baccalauréat, standardisées pour tenir compte des différences entre séries et de l'accès partiel à cet examen.

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Champ : jeunes entrés en sixième en 1995, en France hors DROM.

Source : DEPP, SIES, Insee, enquête panel 1995.

L'information apportée par les compétences paraît toutefois très redondante par rapport à celle donnée par le parcours scolaire : les R² des modèles avec l'ensemble des variables sont très proches de ceux avec uniquement le parcours scolaire (11,6 % contre 11,5 % pour l'accès à l'emploi ; 32,8 % contre 32,3 % pour le salaire ; 44,2 % contre 44,1 % pour l'accès à un emploi qualifié). Les coefficients associés aux compétences diminuent sensiblement, mais restent significatifs, en particulier pour le salaire : à parcours scolaire fixé, un écart-type de résultats en sixième est associé à 30 euros de différence de salaire ; l'écart est de 80 euros pour les résultats en fin d'études secondaires.

Une spécification quadratique permet d'un peu améliorer la modélisation pour le salaire (ce n'est pas le cas pour l'accès à l'emploi ou l'accès à un poste qualifié), avec un R² de 32,8 % pour le score en sixième (contre 32,5 % en spécification linéaire) rendant compte des écarts plus importants en haut de la distribution des compétences, mis en évidence

par les statistiques descriptives. Il y a aussi une certaine hétérogénéité du lien entre compétences et insertion professionnelle, en fonction du sexe et du niveau de formation. Pour les filles n'ayant pas fait d'études supérieures, la différence de salaire associée à un écart-type de score en sixième est de 26 euros ; pour des garçons de même niveau scolaire, la différence selon les compétences est de 29 euros inférieure à celle pour les filles, elle vaut donc - 3 euros et n'est pas significative. Le rendement des compétences paraît donc plus important pour les filles que pour les garçons. Par ailleurs, pour les jeunes, garçons ou filles, ayant fait des études supérieures, la différence de salaire associée à un écart-type de score est de 42 euros supérieurs à celle pour les jeunes parvenus au mieux en terminale. Cela explique en partie la tendance quadratique avec effet marginal croissant montrée plus haut. Le même type d'hétérogénéité est observé pour l'accès à l'emploi et l'accès à un poste qualifié.

La distinction des résultats dans les différentes disciplines apporte des informations complémentaires. À parcours scolaire donné, le score en mathématiques est associé à une différence de 20 euros par écart-type tant pour les garçons que pour les filles (il est aussi déterminant pour l'accès à l'emploi, mais pas pour celui à un poste qualifié). L'hétérogénéité selon le sexe montrée plus haut sur le score global se concentre en fait sur les résultats en français³ : le coefficient est de 15 euros pour les filles (juste significatif au seuil de 10 %), mais baisse de 42 euros pour les garçons, passant à - 27 euros (la même hétérogénéité s'observe pour l'accès à l'emploi et à un poste qualifié ; il n'y a pas d'hétérogénéité selon le sexe pour les autres compétences). Cette corrélation négative significative, à parcours scolaire donné, incluant la spécialité de formation (donc le passage par des filières littéraires moins valorisées) pourrait s'expliquer par l'insertion des garçons bons en français dans des domaines professionnels moins valorisés sur le plan salarial. Les évaluations spécifiques au panel sur le comportement des élèves apportent une information significative, en lien avec l'importance évoquée plus haut des dimensions non cognitives. Ceci est d'autant plus significatif que ces dimensions sont évaluées bien longtemps avant l'insertion professionnelle. Ainsi, le score en méthodes de travail donne lieu à un écart de salaire équivalent au score en mathématiques. Le score en connaissances civiques a un lien positif avec l'accès à un poste qualifié. Cependant, certains coefficients signalent des liens légèrement négatifs, à parcours scolaire donné : entre le score en opinions sur la vie en société et l'accès à l'emploi ou entre le score en vie scolaire (refus de la triche, refus de pousser les autres dans la queue à la cantine, etc.) et le salaire. Cela signale une relation plus ambivalente entre un comportement socialement conforme et l'insertion professionnelle⁴.

Ainsi, si le lien entre compétences et insertion professionnelle paraît non négligeable (230 euros d'écart salarial pour un écart-type de résultats en fin d'études secondaire), il est sensiblement réduit, tout en restant significatif, quand on intègre le parcours scolaire (de l'ordre de quelques dizaines d'euros). Les compétences permettent d'accéder à des niveaux d'études plus élevés, mais présentent des écarts « propres » assez faibles en matière d'accès à l'emploi et de salaire.

3. En revanche, l'hétérogénéité selon le niveau d'études se répartit sur l'ensemble des compétences et donne lieu à des coefficients d'effets croisés non significatifs.

4. Dans Murat (2024, p. 29-31), des variantes sont proposées pour tester la robustesse des résultats : l'hétérogénéité des effets selon le sexe et le niveau scolaire est vérifiée avec la note moyenne en troisième et la note moyenne au baccalauréat ; les compétences en français et en mathématiques ont été prises en compte avec les autres mesures disponibles (appréciations des chefs d'établissements, notes en troisième ou notes au baccalauréat).

Il est plus difficile avec ces modèles de répondre à l'autre question : dans quelle mesure le lien entre parcours scolaire et insertion professionnelle s'explique par la prise en compte des compétences ? Les coefficients associés aux différentes variables décrivant le parcours scolaire sont généralement plus faibles que dans le modèle sans les compétences, mais restent très élevés, ce qui signifie que l'on ne justifie pas les écarts de salaires entre diplômés par des écarts de compétences scolaires. Pour répondre plus clairement à cette question, il paraît utile de simplifier la spécification du parcours scolaire.

Modélisation en fonction de l'âge de fin d'études

En simplifiant la spécification, nous allons aussi la rapprocher des études existantes sur le rendement de l'éducation, fondées sur les équations de Mincer (1970). En partant d'une analyse théorique des liens entre éducation et marché du travail, dérivée de la théorie du capital humain et d'une vision de l'éducation comme investissement, Mincer a proposé de relier le logarithme du salaire à l'investissement en éducation, mesuré par le nombre d'années d'études, et l'« expérience » professionnelle, mesurée par le nombre d'années écoulées depuis la fin des études, en incluant un terme quadratique. Ici, en utilisant une observation proche du premier salaire perçu, l'expérience professionnelle peut être écartée.

Le premier modèle, avec seulement le nombre d'années d'études, a un R^2 de 14,9 %. C'est sensiblement moins que le R^2 de 32,3 % du modèle avec la spécification détaillée du parcours scolaire, notamment parce que l'âge de fin d'études est une mesure imparfaite de la valeur scolaire du jeune (il intègre des années de redoublement et non validées par un diplôme) : en utilisant l'âge théorique du diplôme obtenu (18 ans pour un bac, 20 ans pour un DEUG, un DUT ou un BTS, etc.), le R^2 passe à 18,1 %⁵. Ceci montre que la description fine du parcours scolaire dans la partie précédente est plus pertinente, mais que le nombre d'années d'études est une mesure tout de même correcte de la valeur scolaire.

Le coefficient associé à l'âge de fin d'études est dans le premier modèle de 0,062. C'est généralement interprété comme un surcroît de 6,2 % de salaire pour chaque année d'études supplémentaire⁶. Cette valeur est proche de celles trouvées pour la France en population générale dans des études précédentes (Maguain, 2007).

Le deuxième modèle utilise uniquement la note en fin d'enseignement secondaire. Le R^2 de ce modèle est du même ordre que le premier (14,7 %). Le gain de salaire est de 15,8 % par écart-type de note.

Dans le dernier modèle, complet, les coefficients des deux variables diminuent, de façon plus nette pour les compétences. Les deux cinquièmes des écarts de salaires selon

5. Cela reste inférieur au 32,3 % du modèle du tableau 2, car la modélisation rend moins bien compte de la variance des logarithmes de salaire par rapport à la variance des salaires. Cependant les modèles sont très cohérents : quand on utilise le modèle en logarithmes pour prédire les salaires (en passant à l'exponentielle la prédiction), la valeur trouvée est corrélée à 0,99 avec la prédiction du modèle sur les salaires bruts.

6. De façon plus rigoureuse, le gain relatif est de e^{a} , quand a est le coefficient associé au nombre d'années d'études, mais quand a est assez petit (inférieur à 0,2 en valeur absolue), l'expression ci-dessus est proche de a (0,063 par exemple pour $a = 0,062$).

■ **TABLEAU 3** Modélisation du logarithme du premier salaire observé (équation de Mincer)

	M1	M2	M3
R ²	14,9 %	14,7 %	17,6 %
Constante	5,72***	6,997***	6,183***
Garçons	0,21***	0,217***	0,225***
Nombre d'années d'études	0,062***		0,039***
Note globale en fin d'enseignement secondaire		0,158***	0,097***

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Champ : jeunes entrés en sixième en 1995, en France hors DROM.**Source** : DEPP, SIES, Insee, enquête panel 1995.

les compétences s'expliquent par de meilleures études (le coefficient passe de 0,158 à 0,097). Inversement, la prise en compte des compétences permet d'expliquer un tiers (le coefficient passe de 0,062 à 0,039) de l'effet de l'âge de fin d'études sur le salaire.

En retenant une mesure de l'investissement scolaire correspondant au nombre d'années d'études nécessaire à l'obtention du plus haut diplôme obtenu (comme indiqué plus haut), le coefficient associé à cette variable quand elle est seule prise en compte est de 0,077 (supérieur à 0,062 ce qui rappelle le caractère imparfait de l'âge de fin d'études comme mesure du capital humain) et il passe à 0,06 dans un modèle incluant les compétences du modèle M2.2, seulement un cinquième de l'effet se trouvant « expliqué » par les compétences. Cette valeur de 80 % de l'effet du parcours scolaire non expliqué par les compétences est très proche des résultats de la méta-analyse de Bowles *et al.* (2001). Par ailleurs, le coefficient associé à l'évaluation en fin de secondaire tombe à 0,054.

Conclusion

Cet article confirme le lien très fort entre le parcours scolaire et l'insertion professionnelle. La prise en compte de mesures de compétences scolaires n'a pas bouleversé ce constat. Certes, ces compétences sont corrélées avec l'insertion professionnelle : les compétences en mathématiques sont liées positivement avec le salaire ; c'est moins net pour les compétences en français, en particulier pour les garçons ; comme l'indique la littérature scientifique, les dimensions non cognitives, notamment les méthodes de travail, ont aussi leur importance. Cependant, les coefficients, en particulier à parcours scolaire donné, ne sont pas très élevés. Les compétences générales paraissent donc en fait surtout des prérequis pour le suivi d'études supérieures longues, qui sont, elles, véritablement valorisées sur le marché du travail.

Le fait que le lien entre compétences et insertion professionnelle soit modéré et qu'on n'explique pas par un surcroît de compétences les meilleurs salaires des plus diplômés, doit toutefois être nuancé par plusieurs éléments suggérant des pistes d'approfondissement :

- les compétences prises en compte ici sont scolaires et générales. Il est vraisemblable que d'autres compétences, professionnelles ou spécifiques à un domaine d'activité, acquises et validées par une scolarité dans l'enseignement supérieur, soient utiles sur le marché du travail. Ceci dit, étant donné les discours, y compris par des chefs d'entreprise, sur l'importance des compétences en français et surtout en mathématiques, on pouvait

s'attendre à une valorisation un peu plus forte des résultats dans ces disciplines, en ce qui concerne l'accès à l'emploi ou le salaire ;

– la mesure des compétences est loin d'être parfaite : un travail non négligeable a dû être effectué pour standardiser les résultats aux examens. L'introduction de plus en plus fréquente d'évaluations standardisées spécifiques aux panels (par exemple pour les élèves entrés en sixième en 2007) permettra d'améliorer l'analyse sur ce point ;

– il existe un décalage temporel entre la mesure des compétences et l'insertion professionnelle. En retenant en priorité les notes au baccalauréat, plutôt que les évaluations à l'entrée en sixième, pourtant plus standardisées, nous avons cherché à limiter ce problème, mais on ne peut exclure que les jeunes aient amélioré leurs compétences en mathématiques et en français, au cours de leurs études supérieures. Des analyses sur population adulte, les compétences étant mesurées en même temps que l'insertion, peuvent être mobilisées pour donner un autre éclairage ■ **ANNEXE 1.**

Ce travail suggère donc un certain nombre de développements, tant en matière d'analyse sur les données existantes, incluant notamment l'influence de l'origine sociale des élèves, que de recueil d'informations plus pertinentes, sur un sujet, le lien entre compétences et marché du travail, où les discours publics et les analyses théoriques sont nombreuses, mais où les études statistiques sont, en France en tout cas, encore assez limitées.

ANNEXE 1 Le lien entre compétences et salaire sur population adulte

Cet article présente le lien entre les compétences mesurées au cours de la scolarité dans l'enseignement secondaire et l'insertion professionnelle. Cela peut être intéressant pour juger de la pertinence de l'enseignement à l'école, sous l'angle de sa valorisation par le marché du travail (qui n'est pas le seul angle de jugement possible, bien sûr), mais comme ce ne sont pas forcément les compétences attendues par les entreprises, cela peut expliquer le caractère assez modéré des corrélations obtenues. De plus, il y a un décalage entre le point d'observation des compétences et celui de la situation professionnelle, qui peut aussi expliquer un lien dégradé.

Nous allons donc compléter l'analyse avec des modélisations, proches des derniers modèles présentés dans le texte, inspirés des travaux de Mincer, sur les enquêtes IVQ et PIAAC, qui comportent des évaluations de compétences des adultes, *a priori* élaborées en intégrant davantage l'utilisation de ces compétences dans la vie quotidienne et la vie professionnelle, et contemporaines des informations sur la situation professionnelle.

Ce travail a été effectué sur trois populations :

- les répondants à IVQ en 2004 et 2011 (12 049 individus observés avec un salaire, dont 980 jeunes sortants) ;
- les répondants français à PIAAC en 2012 (3 334 individus observés avec un salaire dont 604 jeunes sortants) ;
- l'ensemble des répondants à PIAAC en 2011 et 2012, quel que soit leur pays (53 565 individus observés avec un salaire, dont 11 644 jeunes sortants).

Des modèles ont été estimés sur ces populations en se restreignant aux jeunes ayant fini leurs études pour les trois premiers :

- un modèle avec le sexe, le nombre d'années d'études ;
- un modèle avec le sexe, un score (résumant compétences en français et en calcul) ;
- un modèle avec ces deux variables ;
- ce dernier modèle étant fait aussi sur l'ensemble de la population, sans contrainte d'âge.

L'expérience (durée entre la fin des études et la date actuelle) a été ajoutée dans les modèles avec un terme quadratique. Cela semblait indispensable pour le modèle sur l'ensemble des salariés. Cela change peu de choses pour les jeunes (les coefficients des autres variables bougent à la troisième décimale).

Les coefficients associés au nombre d'années d'études sont assez proches dans les différents modèles sur les jeunes : entre 0,06 et 0,07 sur IVQ et PIAAC. Ces valeurs sont aussi proches de celles obtenues avec le panel et présentées dans le texte.

C'est aussi le cas des coefficients associés aux scores de compétences (dont la variance a été fixée à 1) : de 0,126 à 0,160, ces valeurs sont proches du 0,158 associé à la note en fin d'enseignement secondaire. De même que pour le panel, ce coefficient diminue sensiblement dans le modèle complet (autour de 0,09). Quant au coefficient associé au nombre d'années d'études, il diminue d'un peu moins d'un cinquième dans IVQ et dans l'ensemble des données PIAAC et d'un peu moins d'un quart pour les données françaises

de PIAAC, pour atteindre environ 0,05 ce qui est un peu plus haut que les résultats du panel (0,04).

Enfin, résultat attendu, compte tenu des remarques d'Hanushek et *al.* (2015) rappelées dans le texte, l'analyse sur l'ensemble des salariés fait apparaître une corrélation plus forte des compétences avec le salaire (car elles deviennent plus facilement observables au fil du temps) : le coefficient est de 0,117 dans IVQ contre 0,086 sur les jeunes ; 0,171 dans PIAAC en France contre 0,098 pour les jeunes.

Notons que dans PIAAC, sur l'ensemble des salariés, en France et ailleurs, le coefficient associé à l'âge de fin d'études est assez faible (0,017 contre 0,05 avec IVQ ou même avec PIAAC, mais sur les jeunes). Cela s'explique sans doute par le fait que PIAAC, comme beaucoup d'enquêtes maintenant, prend comme référence le plus haut diplôme ou le plus haut niveau d'études, y compris en reprise d'études ou en formation continue. Les âges de fin d'études supérieures à 30 ans sont alors assez nombreux, témoignant d'activités de formation postérieures aux études initiales. Cependant, il est tout de même délicat de considérer qu'un master obtenu à 30 ans, en reprise d'études ou par une activité à côté de son emploi, indique un capital humain ou investissement éducatif (par des années d'emploi non faites) nettement supérieur à un master à 25 ans. Cela bruite donc encore l'interprétation du nombre d'années d'études et dégrade la corrélation avec l'insertion professionnelle (le phénomène est logiquement moins fort pour les jeunes).

■ **TABLEAU 4** Modélisation du logarithme du premier salaire observé (équations de Mincer) pour IVQ, les données françaises de PIAAC et l'ensemble des pays dans PIAAC

	M1	M2	M3	M4
IVQ 2004 et 2011				
R ²	20,4 %	16,2 %	23,9 %	24,7 %
Constante	5,583***	6,824***	5,816***	5,796***
Sexe	0,204***	0,166***	0,195***	0,283***
Âge de fin d'études	0,059***		0,048***	0,05***
Score		0,140***	0,086***	0,117***
Expérience	0,111***	0,11***	0,113***	0,023***
Expérience ²	- 0,013*	- 0,015*	- 0,014*	- 0,0003***
PIAAC 2012 – France				
R ²	20,6 %	17,6 %	23,6 %	23,6 %
Constante	6,040***	7,396***	6,243***	7,076***
Sexe	- 0,203***	- 0,172***	- 0,194***	- 0,250***
Âge de fin d'études	0,07***		0,053***	0,017***
Score		0,160***	0,098***	0,171***
Expérience	0,075***	0,047***	0,065***	0,026***
Expérience ²	- 0,004***	- 0,003***	- 0,003***	- 0,0004***
PIAAC 2011-2012 – Ensemble des pays (introduction d'un effet pays dans le modèle)				
Sexe	- 0,211***	- 0,197***	- 0,21***	- 0,364***
Âge de fin d'études	0,061***		0,051***	0,014***
Score		0,126***	0,083***	0,130***
Expérience	0,069***	0,052***	0,065***	0,019***
Expérience ²	- 0,003***	- 0,004***	- 0,003***	- 0,0004***

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Champ : France hors DROM ; jeunes (moins de 29 ans) sortis depuis moins de 5 ans pour IVQ ; jeunes sans contrainte de date de sortie pour PIAAC ; ensemble des salariés dans la dernière colonne.

Source : enquête Information et vie quotidienne (Insee) ; *Programme for the International Assessment of Adult Competencies* (OCDE).

Références bibliographiques

- Allen, J. Van der Velden, R. (2001). Educational Mismatches versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, and On-the-Job Search. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 434-52. <https://www.jstor.org/stable/3488627>
- Asai, K., Breda, T., Rain, A., Romanello, L., Sangnier, M. (2020). *Education, skills and skill mismatch: a review and some new evidence based on the PIAAC survey*. Rapport IPP. <https://shs.hal.science/halshs-02514746>
- Arrow, K. J. (1973). Higher Education as a Filter. *Journal of Public Economics*, 2(3), 193-216. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(73\)90013-3](https://doi.org/10.1016/0047-2727(73)90013-3)
- Barhouni, M., Caille, J. P. (2021). Les élèves sortent de l'enseignement secondaire de plus en plus diplômés, mais au terme de parcours scolaire encore socialement différenciés. *Éducation & formations*, 101, 323-358. DEPP. <https://doi.org/10.48464/ef-101-13>
- Barret, C., Ryk, F., Volle, N. (2014). Enquête 2013 auprès de la Génération 2010 – Face à la crise, le fossé se creuse entre niveaux de diplôme. Céreq Bref, 319.
- Becker, G. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Chicago. University of Chicago Press.
- Borghans, L., Green, F., Mayhew, K. (2001). Skills Measurement and Economic Analysis: An Introduction. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 375–384. <http://www.jstor.org/stable/3488624>
- Bowles, S. Gintis, H., Osborne, M. (2001). The determinants of earnings: a behavioral approach. *Journal of Economic Literature*, 39(4). 1137-1176. <https://doi.org/10.1257/jel.39.4.1137>
- Branche-Seigeot, A. (2013). *Capital humain et compétences de base des adultes : production et valorisation*. [Thèse de doctorat en Sciences économiques, Université de Bourgogne]. <https://theses.hal.science/tel-00917578>
- Branche-Seigeot, A. (2015). Compétences individuelles et compétences utilisées en situation de travail – Quels constats ? Quelle valorisation salariale ? *Document d'études*, 193, DARES. https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/de_193_piaac-2.pdf
- Branche-Seigeot, A., Giret, J.-F. (2013). *Le niveau de compétences de base peut-il expliquer le déclassement ou le surclassement sur le marché du travail ?*. Documents de travail de l'IREDU, 13025.
- Calmand, J. Giret, J.-F. Lemistre, P. Ménard, B. (2015). Les jeunes diplômés de bac + 5 s'estiment-ils compétents pour occuper leurs emplois ? *Bref du Céreq*, 340.
- Canaan, S., Mouganie P. (2018). Returns to Education Quality for Low-Skilled Students: Evidence from a Discontinuity. *Journal of Labor Economics*, 36(2), 395-436
- Castex, G., Kogan Dechter, E. (2014). The Changing Roles of Education and Ability in Wage Determination. *Journal of Labor Economics*, 32(4), 685–710. <https://doi.org/10.1086/676018>
- Couppié, T., Gaubert, E., Personnaz, E. (2022). *Enquête 2020 auprès de la Génération 2017. Des parcours contrastés, une insertion plus favorable, jusqu'à...* *Bref du Céreq*, 422. <https://www.cereq.fr/enquete-2020-aupres-de-la-generation-2017-des-parcours-contrastés-une-insertion-plus-favorable>
- Cox, D. R., Snell, E. J. (1989). *The Analysis of Binary Data*. (2nd ed.). Chapman & Hall.
- DEPP. (2022). Le diplôme et l'entrée dans la vie active. *L'état de l'École*, 32, 84-85.
- Green, D.A., Riddell, W.C. (2001). *Les capacités de lecture et de calcul et la situation sur le marché du travail au Canada*. Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes. 89-552-MIF2001008. Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada.
- Hanushek, E.A., Schwerdt, G., Wiederhold, S., Woessmann, L. (2015). Returns to skills around the world: Evidence from PIAAC. *European Economic Review*, 73, 103-130. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.10.006>
- Heckman, J.-J. (2008). Schools, Skills, And Synapses. *Economic Inquiry, Western Economic Association International*, 46(3), 289-324. <https://doi.org/10.3386/w14064>

Heckman, J.J., Stixrud, J., Urzua, S. (2006). The Effects Of Cognitive and Noncognitive Abilities On Labor Market Outcomes and Social Behavior. *Journal of Labor Economics*, 24(3), 411-482. <https://doi.org/10.1086/504455>

Herbaut, E., Barone, C., Vallet, L.-A. (2022). Filières du baccalauréat et emploi à la fin des études : contribution des parcours scolaires et analyse des écarts entre femmes et hommes. *Baccalaureate Tracks and Employment at the End of Education: Contribution of the Educational Pathway and Analysis of Gender Gaps. Économie et Statistique / Economics and Statistics*, 530-31, 65-86. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2022.530.2065>

Insee. (2022). *Formation et emploi*. Insee Référence.

Le Rhun, B., Monso, O. (2015). De l'utilité d'obtenir son diplôme pour s'insérer : l'exemple des brevets de technicien supérieur. *Économie et statistique*, 478-480, 35-56. https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_2015_num_478_1_10556

Levels, M., Van der Velden, R. Allen, J. (2014). Educational mismatches and skills: new empirical tests of old hypotheses. *Oxford Economic Papers*, 66(4), 959-982. <https://doi.org/10.1093/oepl/gpu024>

Maguain, D. (2007). Les rendements de l'éducation en comparaison internationale. *Économie & prévision*, 180-181, 87-106.

McIntosh, S. Vignoles, A. (2001). Measuring and Assessing the Impact of Basic Skills on Labour Market Outcomes. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 453-481. <https://doi.org/10.1093/oepl/53.3.453>

Mincer, J. (1970). The distribution of labor income: a survey with a special reference to the human capital approach. *Journal of Economic Literature*, 8(1), 1-26. <https://www.jstor.org/stable/2720384>

Murat, F. (2024). *Le parcours scolaire, les compétences et l'insertion professionnelle des élèves entrés en sixième en 1995*. Document de Travail, 2024-E26. DEPP.

Murnane, R. J. Willett, J. B., Levy, F. (1995). The Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination. *The Review of Economics and Statistics*, 77(2), 251-266. <https://doi.org/10.2307/2109863>

Stasz, C. (2001). Assessing Skills for Work: Two Perspectives. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 385-405. <https://doi.org/10.1093/oepl/53.3.385>

Vermeylen, G. (2016). Mismatch éducatif, mismatch de compétences et salaires des travailleurs. *Reflets et perspectives de la vie économique*, LV, 105-115. <https://doi.org/10.3917/rpve.552.0105>

Les parcours de reconversion professionnelle vers les métiers enseignants

Pascaline Feuillet

DEPP, bureau des études statistiques sur les personnels
Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, CRIDUP

Mots clés enseignant, reconversion professionnelle, parcours professionnel, enseignement primaire, enseignement secondaire.

Keywords teacher, career transition, career path, primary education, secondary education.

Citer Feuillet, P. (2024). Les parcours de reconversion professionnelle vers les métiers enseignants. *Éducation & formations*, 107, 91-119. DEPP, SIES. <https://doi.org/10.48464/ef-107-04>

Date de soumission de l'article : 17/03/2023

Date d'acceptation de l'article : 04/03/2024

Correspondance pascaline.feuillet@education.gouv.fr

Rappel Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et pas les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori la DEPP et le SIES.

Résumé

Le profil des lauréats aux concours enseignants s'est diversifié ces dernières années, et le poids des étudiants diminue au profit de candidats ayant déjà une expérience professionnelle. Grâce aux données du panel « tous salariés » de l'Insee, cette étude retrace le parcours professionnel de ces personnes en seconde carrière sur les cinq années précédant leur arrivée dans l'enseignement. Ainsi, la catégorie sociale des salariés diffère selon le niveau d'enseignement rejoint : employés ou salariés de profession intermédiaire pour les professeurs des écoles, cadres pour les certifiés ou agrégés. Certains métiers exercés avant la reconversion sont proches du groupe professionnel des enseignants, notamment les cadres issus du milieu de l'enseignement supérieur et de la recherche, tandis que d'autres métiers sont plus socialisés au monde de l'entreprise, en particulier dans le domaine de la gestion et de l'administration. Rejoindre l'enseignement scolaire permet aux enseignants non permanents d'université et aux employés de se stabiliser professionnellement tout en augmentant leurs revenus. À l'inverse, les cadres qui deviennent professeurs des écoles subissent une perte de salaire importante.

Abstract

Career transition path to become a teacher

In recent years, the profile of admitted applicants to the public-sector teaching competitive examinations has diversified, with the proportion of students decreasing in favor of applicants with previous professional experience. Using data from Insee's «all employees» panel, this study retraces the career paths of these second-career entrants over the five years preceding their entry into the teaching profession. The social category of employees differs based on the level of education they join: commercial and administrative employees or intermediate professions for school teachers, executives for certified teachers or senior and associate professors. Some of the previous occupations are close to the professional group of teachers, notably executives from the world of higher education and research, while other occupations are closer to the corporate world, particularly in the field of management and administration. For non-permanent university teachers, and commercial and administrative employees, becoming a permanent teacher is a way of stabilizing their careers and boosting their income. On the contrary, executives who become school teachers experience a significant loss of salary.

En 2021, en France, 91 000 candidats se sont présentés aux concours enseignants du premier et du second degrés publics (DEPP, 2022). Parmi eux, le ministère chargé de l'éducation nationale a recruté 22 000 nouveaux enseignants fonctionnaires, ce qui en fait « l'un des premiers recruteurs de France » (Malaterre, 2023). À titre de comparaison, cette même année, l'ensemble des entreprises françaises du secteur privé ont recruté 270 000 cadres (Apec, 2022). Bien que le vivier de recrutement dont dispose l'éducation nationale reste toujours important, celui-ci s'est amoindri avec le temps alors que le nombre d'élèves continue d'augmenter (DEPP, 2022). Le niveau est au plus bas pour les concours des années 2011 et 2012 : autour de 19 000 candidats dans le premier degré public et 48 000 candidats dans le second degré, alors qu'ils étaient respectivement 50 000 et 78 000 en 2008. Les travaux de Mélina Hillion montrent que la réforme de la masterisation des concours enseignants, introduite en 2011, a fortement réduit le vivier de candidats (Hillion, 2018). En effet, l'accès aux différents concours exige dorénavant de suivre un cursus de master 2, alors qu'un diplôme de licence suffisait auparavant pour se présenter au concours. La réforme a été assouplie en 2014 (concours passé en master 1), ce qui explique en partie que le nombre de candidats reparte à la hausse par la suite sans toutefois retrouver son niveau antérieur. En 2022, la réforme de la formation initiale rehausse de nouveau l'accès aux concours au niveau master 2. Elle s'accompagne d'une baisse du nombre de candidats (MENJ, 2022a), sans que l'on puisse encore déterminer ce qui relève du déficit dû à la réforme ou d'une baisse d'attractivité pour la profession comme cela est actuellement observé à l'international (European Commission/EACEA/Eurydice, 2021 ; Sellier & Michel, 2014). Certains travaux montrent toutefois que la désaffection pour le métier est un processus durable, amorcé depuis le début des années 2000 et qui se poursuit actuellement (Charles *et al.*, 2020).

Assurer un nombre suffisant de candidats qualifiés pour couvrir l'ensemble des postes est donc un enjeu primordial pour le ministère chargé de l'éducation nationale. Deux viviers principaux de recrutement peuvent être identifiés. Le premier, schéma historique et majoritaire de recrutement, est constitué des candidats en sortie de formation initiale qui entrent sur le marché du travail par le métier d'enseignant fonctionnaire. Un deuxième schéma de recrutement, constitué de personnes ayant déjà eu d'autres expériences professionnelles, se développe progressivement. En effet, des études récentes montrent que le profil des admis aux concours enseignants se transforme depuis quelques années et que l'origine des lauréats s'est diversifiée. Le poids des étudiants inscrits aux concours externes est en nette diminution depuis vingt-cinq ans : 80 % des lauréats du concours externe de 1994 étaient étudiants (Esquieu & Péan, 1995 ; Péan, 1995) contre 60 % lors de la session 2020 (Valette, 2021). Parmi les inscrits aux concours externes de professeurs des écoles en 2020, 16 % étaient en emploi dans les secteurs public et privé (hors enseignants contractuels) et 16 % étaient sans emploi. Cela représente respectivement 9 % et 8 % des candidats aux concours du second degré. Il s'agit vraisemblablement de « bifurcations professionnelles », c'est-à-dire de personnes qui changent de métier et expérimentent ainsi une rupture dans leur trajectoire professionnelle (Bidart, 2006 ; Denave, 2015). On parle plus couramment de « reconversions professionnelles », terme que nous privilégierons dans la suite de cet article. Compte tenu d'un taux de réussite légèrement inférieur à celui des étudiants, leur part croissante dans l'ensemble des lauréats témoigne d'une réelle montée en charge des candidats « hors étudiants » et de l'attrait que constitue le métier enseignant comme seconde carrière. Cette tendance se retrouve dans l'ensemble de la fonction publique d'État, avec un âge moyen à l'entrée passé de 21 ans à 27 ans entre deux générations (Kerjose & Rémila, 2013), et une augmentation du pourcentage d'agents ayant commencé leur carrière dans le privé (Arnault *et al.*, 2018).

Le ministère a mis en place des dispositifs pour attirer ces nouveaux candidats. L'accès au concours est ainsi facilité pour les personnes ayant exercé une activité professionnelle dans le secteur privé pendant au moins cinq ans (troisième concours), ainsi que pour celles ayant au moins trois enfants : aucune condition de diplôme n'est requise pour ces candidats. Cependant, le nombre de ces postes reste assez limité : le troisième concours représente 7 % de l'ensemble des postes ouverts aux concours externes dans le premier degré et 5 % dans le second degré. En 2017, un rapport de l'éducation nationale indiquait que les expériences professionnelles antérieures étaient toujours insuffisamment prises en compte et qu'il serait pour cela important de se donner les moyens de mieux connaître la population des secondes carrières (Sidokpohou et al., 2017). Plus récemment, la médiatrice de l'éducation nationale a recommandé d'« identifier et valoriser des parcours d'enseignants avec des profils seniors et apporter une réponse à la problématique de leur recrutement » (Becchetti-Bizot, 2022). Pourtant, bien que les travaux scientifiques sur les reconversions dans le métier enseignant se développent à l'international (Priyadharshini & Robinson-Pant, 2003 ; Tigchelaar et al., 2008 ; Marinell & Johnson, 2014) comme en France (Monin & Rakoto-Raharimanana, 2019), peu de travaux apportent des éléments quantitatifs sur le profil de ces personnes (Farges, 2019 ; Charles et al., 2022, 2023). Cet article se propose d'actualiser et de compléter ces travaux de façon assez innovante en utilisant des données administratives, ce qui libère des biais déclaratifs que peuvent contenir les enquêtes. En effet, les données sont issues du panel « tous salariés » de l'Insee, un panel représentatif de l'ensemble des salariés en France ■ **ENCADRÉ 1**. Elles permettent d'étudier le parcours professionnel des nouveaux enseignants fonctionnaires du premier et du second degré du secteur public, lauréats d'un concours entre 2015 et 2017. Dans un premier temps, nous nous intéresserons aux différents types d'arrivées tardives dans l'enseignement, c'est-à-dire après 30 ans, dont font partie les reconversions professionnelles. La deuxième partie présentera les métiers salariés précédemment exercés par les enseignants en reconversion. Enfin, la troisième et dernière partie portera sur les effets de cette reconversion sur leur parcours professionnel, en matière de stabilité dans l'emploi et de revenus.

Les entrées tardives dans l'enseignement public

Après l'obtention d'un concours interne ou externe de l'enseignement du secteur public, les lauréats deviennent fonctionnaires, stagiaires puis titulaires, d'un corps enseignant ■ **ENCADRÉ 2**. On s'intéresse ici aux lauréats de moins de 50 ans, au-delà de cet âge il peut s'agir de reconversions atypiques ou d'erreurs de codage que l'on préfère exclure. Sur la période 2015-2017, la moyenne d'âge de ces nouveaux enseignants fonctionnaires est de 29,3 ans dans le premier degré public, et de 30,5 ans dans le second degré. Une part non négligeable d'entre eux ont 30 ans ou plus : 38 % des lauréats du concours dans le premier degré et 42 % dans le second degré. À titre de comparaison, ils étaient deux fois moins nombreux dans cette tranche d'âge aux concours de professeurs des écoles de 1994 (Péan, 1995). Bien que l'allongement global de la durée des études puisse expliquer la hausse de ces lauréats plus âgés, il est probable qu'il s'agisse également de personnes ayant une expérience professionnelle antérieure, hors ou au sein du système éducatif. Par ailleurs, nos données ne permettant pas de distinguer les étudiants ayant un travail d'appoint des travailleurs précaires ayant le même type d'emploi, nous avons fait le choix de limiter notre champ à un âge minimum fixé à 30 ans. En effet, passé cet âge, on peut supposer qu'il s'agit uniquement de personnes ayant

ENCADRÉ 1 Source et champ**Source**

Cette étude utilise le panel « tous salariés » de l’Insee millésime 2017. Ce fichier longitudinal suit les périodes d’emploi, les caractéristiques des employeurs et les salaires d’un échantillon au 1/12^e de la population salariée depuis 2002. Il est extrait de deux sources administratives :

- les déclarations annuelles de données sociales (DADS), qui est un document commun aux administrations fiscales et sociales que doit remplir toute entreprise employant des salariés ;
- et le système d’information des agents des services publics (SIASP).

Le panel « tous salariés » couvre ainsi l’ensemble du champ salarié, à savoir le secteur privé et les trois versants de la fonction publique (d’État, territoriale et hospitalière).

Champ

Population des néo-enseignants du premier et du second degré du secteur public, lauréats d’un concours enseignant en 2015, 2016 ou 2017. Ces trois années ont été compilées pour des raisons d’effectifs.

Sont considérés comme enseignants, les salariés appartenant aux corps :

- des professeurs des écoles ou des instituteurs, pour le premier degré ;
- des professeurs de chaires supérieures, des professeurs agrégés, des professeurs certifiés, des professeurs d’activité physique et sportive (PEPS), des professeurs de lycée professionnel (PLP), des professeurs d’enseignement général de collège (PEGC), des adjoints d’enseignement ou des chargés d’enseignement, pour le second degré.

Sont considérés comme néo-enseignants les enseignants fonctionnaires n’ayant pas été enseignants fonctionnaires dans le secteur public ou privé sous contrat les cinq années précédentes. Ils peuvent en revanche avoir été enseignants dans le secteur privé hors contrat. Le recul est limité à cinq ans car le grade, qui permet de repérer avec précision les enseignants, n’est exploitable qu’à partir de 2009.

Les entrées tardives correspondent à la tranche d’âge des 30-49 ans :

- minimum de 30 ans : dans le panel « tous salariés », il n’est pas possible de distinguer les étudiants ayant un travail d’appoint des travailleurs précaires ayant le même type d’emploi. Une étude montre que l’âge moyen des admis aux concours enseignants du public est de 25 ans pour les étudiants relevant d’un Inspé (Institut national supérieur du professorat et de l’éducation), et entre 26 ans et 28 ans pour les étudiants hors Inspé (Valette, 2021). Pour les candidats ayant une expérience professionnelle antérieure, l’âge moyen est supérieur ou égal à 30 ans. Par ailleurs, Charles et collaborateurs montrent que, dans le premier degré, seuls 4 % des stagiaires en accès direct au métier ont 30 ans ou plus, contre 78 % des stagiaires en reconversion (Charles et al., 2023). Limiter notre population aux 30 ans ou plus permet ainsi de se recentrer sur les entrées tardives dans le statut d’enseignant fonctionnaire, dont les reconversions professionnelles ;
- maximum de 49 ans : pour les quelques néo-enseignants au-dessus de cet âge, il peut s’agir de reconversions atypiques ou d’erreurs de codage ; nous avons donc préféré les exclure.

déjà eu une expérience professionnelle ■ **ENCADRÉ 1**. Cette première partie s'intéresse ainsi aux caractéristiques des néo-enseignants de 30 à 49 ans, en considérant qu'il s'agit d'entrées tardives dont font partie les reconversions.

Les entrées tardives sont plus fréquentes dans le second degré

Les entrées tardives dans l'enseignement public sont relativement plus courantes dans le second degré que dans le premier degré (+ 4 points) ■ **TABLEAU 1**. Cette tendance pourrait être le reflet d'une durée d'études plus longue parmi les lauréats du second degré, bien que le niveau de diplôme exigé soit le même. Cependant, une étude de la DEPP montre que l'âge moyen des étudiants admis à un concours enseignant est le même quel que soit le degré d'enseignement, voire plus élevé dans le premier degré que dans le second degré pour les étudiants hors Inspé (Valette, 2021). À niveau d'enseignement donné, la proportion de femmes est la même parmi les entrées tardives que parmi les lauréats de moins de 30 ans. En revanche, à l'image de l'ensemble des enseignants (DEPP, 2022), la proportion de femmes est plus élevée dans le premier degré que dans le second degré.

ENCADRÉ 2 Les concours de recrutement des enseignants du secteur public

Plusieurs concours permettent de recruter les enseignants du secteur public :

- le concours de recrutement des professeurs des écoles (CRPE), pour les enseignants du premier degré ;
- le concours du certificat d'aptitude au professorat du second degré (Capes) et du certificat d'aptitude au professorat de l'enseignement technique (Capet), pour les certifiés ;
- le concours du certificat d'aptitude au professorat d'éducation physique et sportive (Capeps), pour les professeurs d'EPS ;
- le concours du certificat d'aptitude au professorat de lycée professionnel (CAPLP), pour les professeurs de lycée professionnel ;
- le concours de l'agrégation, pour les professeurs agrégés.

Conditions de diplôme

Ces différents concours peuvent être externes ou internes. Sur la période 2014-2021, les concours externes se situent en fin d'année de master 1 et sont intégrés à un cursus de formation progressive, jusqu'à l'obtention du master 2. Ils s'adressent aux étudiants inscrits en master 1, aux étudiants inscrits ou diplômés en master 2, et aux titulaires d'un titre sanctionnant un cycle d'études postsecondaires d'au moins cinq années. Les concours internes sont accessibles aux candidats titulaires d'une licence ou équivalent et justifiant de trois années de services publics.

Les concours externes et internes de l'agrégation s'adressent aux personnes titulaires d'un master ou équivalent, ou d'un doctorat. Un nouveau concours est organisé à partir de la session 2017 : un concours externe spécial réservé aux titulaires d'un doctorat.

Cas particuliers

Pour les concours internes comme pour les concours externes, sont dispensés de diplôme les mère ou père d'au moins trois enfants ou les sportifs de haut niveau. Il existe également des troisièmes concours, souvent comptabilisés avec les concours externes, qui sont ouverts aux candidats justifiant de cinq années d'activité professionnelle accomplie dans le cadre d'un contrat de droit privé. Aucune condition de titre ou de diplôme n'est alors exigée.

L'année précédant l'obtention du concours, les lauréats entrés tardivement sont plus souvent chômeurs, ou salariés avec au moins un mi-temps, que les lauréats plus jeunes. Ainsi, un tiers des lauréats du premier degré public âgés de 30 à 49 ans étaient au chômage, contre 14 % pour les lauréats de moins de 30 ans. De même, plus de la moitié des enseignants entrés tardivement dans le second degré exerçaient une activité salariée au moins équivalente à un mi-temps l'année précédente, y compris en tant qu'enseignant contractuel. Cela représente également un tiers des nouveaux enseignants âgés de 30 à 49 ans dans le premier degré, confirmant le poids des reconversions dans cette classe d'âge. À l'inverse, environ 15 % des lauréats de moins de 30 ans sont dans cette situation, quel que soit le niveau d'enseignement. En particulier, les salariés avec l'équivalent d'un temps plein annuel sont très peu fréquents parmi les jeunes lauréats comparativement à ceux entrés tardivement. Avant d'obtenir le concours, les nouveaux enseignants de moins de 30 ans n'étaient pas salariés (étudiants notamment) ou étaient salariés de courte durée, ce qui peut correspondre à des emplois étudiants (durée équivalente à moins d'un mi-temps annuel). Les enseignants entrés tardivement sont deux fois moins nombreux dans ce cas de figure, qui recouvre par ailleurs probablement des situations différentes

■ **TABLEAU 1** Profil des nouveaux enseignants de moins de 50 ans sur la période 2015-2017 (en %)

	Premier degré		Second degré	
	Moins de 30 ans	30-49 ans	Moins de 30 ans	30-49 ans
Répartition	62	38	58	42
Sexe				
Femmes	87	85	59	58
Hommes	13	15	41	42
Situation professionnelle l'année précédente				
Salariés avec l'équivalent d'un temps plein annuel ¹	5	17	5	36
Salariés avec l'équivalent d'un mi-temps annuel ²	12	19	9	19
Chômeurs	14	34	8	16
Autres ³	70	30	78	29
Corps rejoint				
Agrégés			11	7
Certifiés			70	61
PEPS			12	4
PLP			8	28

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

1. Cette catégorie comprend les individus ayant été salariés pour une durée de 1 706 heures ou plus dans l'année, soit l'équivalent d'un temps plein annuel, y compris en tant qu'enseignants contractuels.

2. Cette catégorie comprend les individus ayant été salariés pour une durée de 803 à 1 705 heures dans l'année, soit l'équivalent d'un mi-temps annuel.

3. Cette catégorie comprend les individus ayant été salariés pour une durée inférieure à 803 heures dans l'année, soit moins d'un mi-temps annuel. Sont également comptabilisés dans cette catégorie, les individus non retrouvés dans le panel « tous salariés » : les étudiants, les indépendants et les autres individus sans emploi salarié.

Lecture : parmi les nouveaux enseignants du premier degré des rentrées 2015 à 2017, 62 % ont moins de 30 ans. Parmi ces nouveaux enseignants de moins de 30 ans, 87 % sont des femmes et 5 % étaient salariés avec l'équivalent d'un temps plein annuel l'année précédant l'obtention du concours.

Champ : France hors Mayotte, nouveaux enseignants fonctionnaires du premier degré public et du second degré public, de moins de 50 ans. Rentrées 2015 à 2017.

Source : Insee, panel « tous salariés » 2017. Traitement DEPP.

de non-salariat : reprise d'études (Inspé notamment), auto-entrepreneuriat, femme ou homme au foyer, etc. Nos données ne permettent toutefois pas de distinguer ces situations les unes des autres.

Dans le second degré, un néo-enseignant sur quatre âgé de 30 à 49 ans est professeur de lycée professionnel (PLP), alors que cela ne représente que 8 % de ceux de moins de 30 ans. Cela confirme le poids important des entrées tardives dans le métier enseignant de lycée professionnel, schéma déjà identifié dans la littérature (Farges, 2019 ; Valette, 2021). On peut faire l'hypothèse que les filières dans le domaine de la production sont plus concernées que celle dans le domaine des services, les PLP étant historiquement des ouvriers qualifiés reconvertis (Tanguy, 1991 ; Palheta, 2012). Du fait de leur spécificité, les PLP seront étudiés à part des autres enseignants du second degré dans la suite cet article.

Les salariés en reconversion représentent une large part des entrées tardives, en particulier dans le premier degré

Plusieurs travaux montrent que les ruptures professionnelles sont constituées de plusieurs phases successives, de la décision de quitter son emploi à l'engagement dans un nouveau métier (Bidart, 2006 ; Denave, 2006, 2015). Ce processus s'inscrit donc dans le temps et peut recouvrir des stratégies de reconversion variées. Ainsi, selon l'enquête de Charles et collaborateurs, si la majorité des professeurs des écoles reconvertis ont enchaîné directement emploi et concours enseignant, une part non négligeable passe d'abord par une période de chômage (Charles *et al.*, 2022). Le fait de regarder la dernière année, ou encore le dernier emploi occupé, paraît alors insuffisant pour illustrer la situation professionnelle antérieure de ces personnes rejoignant tardivement l'éducation nationale. Il est donc intéressant de regarder le parcours professionnel des admis sur les cinq années qui précèdent l'obtention du concours enseignant. Une typologie des trajectoires professionnelles a ainsi été créée pour chaque niveau d'enseignement : premier degré, PLP et second degré hors PLP ■ **ENCADRÉ 3** et **ANNEXES 1, 2, et 3**. Elle comprend sept groupes dans chacun de ces niveaux.

Les enseignants contractuels depuis une « longue durée » ou une « courte durée » avant de devenir fonctionnaires constituent un ou deux groupes selon le niveau d'enseignement. Passer le concours leur permet de continuer d'exercer leur profession en obtenant le statut de titulaire. Il peut notamment s'agir de candidats n'ayant pas été admis aux concours enseignants et qui commencent à travailler en tant que contractuel en attendant la session suivante, ou de personnes en reconversion professionnelle qui utilisent le statut de contractuel provisoirement pour « tester » le métier. Les parcours de contractuels représentent seulement 4 % des entrées tardives dans le premier degré contre 35 % dans le second degré hors PLP ■ **TABLEAU 2**. Le recours aux contractuels plus fréquent dans le second degré (9 %) que dans le premier degré (1 %), explique en partie la proportion d'entrées tardives plus élevée dans ce niveau d'enseignement (DEPP, 2022). En effet, bien que les concours enseignants du premier degré leur soient également accessibles, le statut de contractuel est plus souvent mobilisé comme passerelle vers une titularisation dans le second degré. Ainsi, un contractuel du secondaire sur trois devient titulaire, majoritairement en tant que certifiés ou PLP (Delhomme, 2019). Dans le second degré hors PLP, ils sont 22 % à avoir été contractuels pour une longue durée, c'est-à-dire au moins cinq ans, et 13 % à avoir été contractuels pour une courte durée, soit deux ou trois ans avant d'obtenir le concours.

ENCADRÉ 3 Construction des différents types de parcours grâce à l'analyse de séquences

Afin de décrire les trajectoires professionnelles des néo-enseignants de 30 ans ou plus, les cinq années précédant leur obtention du concours enseignant, une analyse de séquence a été effectuée. Cette méthodologie statistique permet de créer une typologie de trajectoires en regroupant celles qui se « ressemblent » le plus (Lesnard & de Saint Pol, 2006 ; Robette, 2011).

Une variable d'état professionnel annuel en neuf modalités a été construite :

- contractuel enseignant (à partir du grade) ;
- chômeur (à partir de la condition d'emploi) ;
- agriculteur (catégorie sociale 1) ;
- artisan, commerçant ou chef d'entreprise, résumé par « indépendant » (catégorie sociale 2) ;
- cadre ou profession intellectuelle supérieure (catégorie sociale 3) ;
- profession intermédiaire (catégorie sociale 4) ;
- employé (catégorie sociale 5) ;
- ouvrier (catégorie sociale 6) ;
- absent de la base de données, c'est-à-dire non actif, actif non salarié ou salarié à l'étranger.

Une personne pouvant avoir plusieurs postes la même année, et donc plusieurs états professionnels, c'est l'état professionnel avec le nombre d'heures le plus élevé qui est retenu. Le fait d'être au chômage est toutefois priorisé sur le fait d'avoir un emploi salarié, hors contractuel enseignant. En effet, la durée du chômage n'est pas disponible dans le panel « tous salariés », il est seulement indiqué que l'individu a vécu cette situation dans l'année.

La succession des états professionnels annuels forme la trajectoire de chaque individu. La ressemblance entre deux trajectoires est ensuite identifiée en utilisant une méthode particulière d'appariement optimal appelée la *Longest Common Subsequence* (LCS) : tous les coûts de substitution sont constants et égaux à 2, le coût d'insertion/suppression est fixé à 1. Cet appariement optimal est couplé à une classification ascendante hiérarchique (CAH) dont la distance retenue est le critère de Ward.

Les trajectoires ainsi construites et leurs regroupements sont représentés sous forme de tapis ■ **ANNEXES 1, 2 et 3**. Ils conservent la dimension individuelle des parcours : chaque ligne représente un individu et est composée de segments de couleurs différentes, la couleur des segments correspondant à l'état professionnel et la longueur des segments au nombre d'années dans cet état.

Le passage par le statut de contractuel courte durée fait souvent suite à une période de chômage ou d'inactivité, ou à une période d'activité en tant qu'employé, contrairement aux cadres qui sont peu représentés dans ce groupe. Le statut de contractuel n'est donc pas mobilisé de la même façon en fonction des milieux socio-professionnels d'origine. Les entrées tardives en tant que professeur de lycée professionnel se caractérisent quant à elle par une part particulièrement importante de contractuels longue durée : ils représentent plus de quatre entrées tardives sur dix en tant que PLP.

■ **TABLEAU 2** Les parcours d'entrée tardive dans l'enseignement public selon le niveau d'enseignement

Parcours	Premier degré		Second degré hors PLP		PLP	
	N	%	N	%	N	%
Cadres	182	15	162	19	14	4
Professions intermédiaires	303	25	82	9	68	20
Employés	302	25	79	9	21	6
Ouvriers	12	1			19	6
Sous-total des parcours de reconversion directe¹	799	65	323	37	122	36
Contractuels longue durée	50	4	189	22	143	42
Contractuels courte durée			110	13	49	15
Chômeurs	218	18	87	10		
Sans emploi salarié	154	13	159	18	23	7
Sous-total des autres parcours d'entrées tardives²	422	35	545	63	215	64
Total des parcours d'entrée tardives	1221	100	868	100	337	100

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

1. Enseignants ayant principalement occupé des emplois salariés les cinq années précédant le concours. Il s'agit donc de transitions rapides de l'emploi salarié vers l'enseignement, ces transitions pouvant toutefois inclure une courte période de chômage (1 ou 2 ans).

2. Parcours professionnels observés sur cinq ans ne permettant pas d'avoir d'informations sur le métier exercé avant l'enseignement. Cela comprend notamment les personnes passées par le statut d'enseignant contractuel.

Note : parcours construits à partir d'une analyse de séquence sur les cinq années précédant l'obtention du concours enseignant. Voir les résultats détaillés en Annexes 1, 2 et 3.

Par ailleurs, les effectifs sont trop réduits pour en tirer des conclusions précises, mais les femmes de 30 ans ou plus qui se reconvertissent dans l'enseignement semblent avoir des profils légèrement différents de ceux des hommes qui se reconvertissent dans le même niveau d'enseignement. En particulier, les reconversions directes sont moins fréquentes chez les femmes que chez les hommes.

Lecture : entre les rentrées 2015 et 2017, 182 nouveaux enseignants de 30 ans ou plus du premier degré ont un parcours de cadre, soit 15 % d'entre eux.

Champ : France hors Mayotte, nouveaux enseignants fonctionnaires du premier degré public et du second degré public âgés de 30 à 49 ans. Rentrées 2015 à 2017.

Source : Insee, panel « tous salariés » 2017. Traitement DEPP.

Le groupe des « sans emploi salarié » représente une part moins importante des entrées tardives en tant que PLP que dans le premier degré et le second degré hors PLP : 7 % des entrées tardives contre respectivement 13 % et 18 %. Il s'agit de personnes que l'on ne retrouve pas dans le panel « tous salariés » les cinq années précédant leur réussite au concours. Comme expliqué précédemment, cela recouvre des situations diverses de non-salariat telles que la reprise d'études (Inspé notamment) ou l'auto-entrepreneuriat.

Le groupe des « chômeurs » est constitué des nouveaux enseignants de 30-49 ans qui étaient en situation de chômage depuis au moins cinq ans avant de réussir le concours. Ce profil est plus fréquent dans le premier degré (18 %) que dans le second degré hors PLP (10 %). Pour ces personnes, l'enseignement pourrait être une stratégie de retour à l'emploi. Faute d'effectifs suffisants, pour les PLP, le groupe des chômeurs comprend également les contractuels de courte durée, la plupart d'entre eux étant au chômage auparavant.

Enfin, les quatre autres groupes de la typologie sont constitués de salariés en reconversion « directe », c'est-à-dire d'enseignants ayant principalement occupé des emplois salariés les

cinq années précédant le concours. Il s'agit des groupes des « cadres », des « professions intermédiaires », des « employés » et des « ouvriers ». Pour simplifier, ces situations seront qualifiées de reconversions directes par la suite. Elles constituent une part importante des entrées tardives : plus de six sur dix dans le premier degré, contre près de quatre sur dix dans le second degré. Ces résultats sont cohérents avec les études sur les profils des lauréats aux concours qui montrent notamment que les lauréats non étudiants et non enseignants contractuels sont plus nombreux dans le premier degré (Valette, 2021).

Le profil des salariés reconvertis varie selon le niveau d'enseignement

Les lauréats qui étaient majoritairement cadres les cinq années avant de devenir enseignant fonctionnaire constituent le groupe des « cadres ». Ces cadres représentent 19 % des nouveaux enseignants âgés de 30 à 49 ans dans le second degré contre 15 % pour les enseignants du premier degré. Le fait que les anciens cadres entrent plus dans le second degré peut s'expliquer par les différences de rémunérations, la spécialisation, etc. Cela a également tendance à confirmer l'hypothèse d'un positionnement social des enseignants du second degré plus élevé. En effet, historiquement, le recrutement des enseignants du premier degré a toujours été plus « populaire », bien que l'écart entre les deux niveaux d'enseignement se soit rapproché (Delhomme, 2020). La reconversion des cadres dans l'enseignement passe parfois par une courte période de chômage, mais très peu par le statut d'enseignant contractuel. Le statut de chômeur peut être subi, dans le cadre d'un licenciement économique, ou choisi, dans le cadre d'une rupture conventionnelle négociée avec l'entreprise (Denave, 2006 ; Moulin *et al.*, 2013). Dans les deux cas, cette période peut être mobilisée pour préparer un concours enseignant.

Le deuxième groupe de néo-enseignants en seconde carrière est constitué de salariés ayant principalement exercé une profession intermédiaire avant d'obtenir le concours. Comme pour les cadres, la reconversion des salariés de professions intermédiaires peut avoir lieu durant une période de chômage, mais passe très peu par le statut de contractuel. Ils sont proportionnellement plus nombreux parmi les professeurs des écoles (25 %) que parmi les néo-enseignants du second degré hors PLP (9 %).

Les néo-enseignants ayant un parcours d'employés constituent le troisième groupe de la typologie. Ces « employés » reconvertis sont également plus nombreux parmi les professeurs des écoles (25 %) que parmi les nouveaux enseignants du second degré non professionnel (9 %). Il pourrait s'agir de personnes qui étaient dans une situation de déclassement professionnel par rapport à leur diplôme puisqu'un niveau master 1 est requis pour passer les concours enseignants, bien que nos données ne permettent pas de le vérifier. La proportion des « employés » dans le premier degré est plus élevée que dans d'autres travaux sur la reconversion des enseignants : en 2015, seulement 6 % des stagiaires lauréats d'un concours externe déclaraient occuper un poste d'employé avant leur reconversion (Charles *et al.*, 2022). La différence pourrait s'expliquer par la spécificité de notre population. En effet, notre étude s'intéresse aux entrées tardives, c'est-à-dire après 30 ans, tandis que l'étude précédemment citée prend en compte l'ensemble des enseignants qui déclarent une reconversion (dont 22 % ont moins de 30 ans). Ainsi, nous avons probablement plus de candidats sans condition de diplôme, tels que les parents de trois enfants ou plus. Notre population inclut aussi les lauréats au concours interne, recrutant au niveau licence. Il est également possible que certaines personnes ne soient

pas en reconversion mais aient, par exemple, passé plusieurs fois le concours avant de l'obtenir et ont donc pu occuper un poste « alimentaire » en attendant. D'autant plus qu'en agrégeant les années 2015 à 2017, nos résultats s'éloignent un peu plus de l'année 2014, qui a vu un nombre record d'admissions *via* les deux sessions ouvertes aux concours cette année-là. Par ailleurs, les sources de données mobilisées sont différentes puisque dans notre cas il s'agit de données administratives tandis que l'étude de 2022 utilise des données déclaratives d'enquête.

Enfin, certains PLP ont été « ouvriers » (6 %), ce qui correspond au quatrième et dernier groupe de reconvertis dans la typologie. Ces résultats confirment le constat d'une origine sociale plus populaire pour les PLP par rapport aux autres corps du second degré (Delhomme, 2020). Les personnes en reconversion dans l'enseignement professionnel ont d'ailleurs un profil particulier par rapport aux autres néo-enseignants du second degré. En effet, ils sont peu nombreux à être passés par une profession de cadre (4 %) mais beaucoup exerçaient une profession intermédiaire (20 %). Ce dernier est par conséquent le seul groupe de reconvertis qui sera décrit pour cette population d'enseignants.

Ces premiers résultats confirment le poids important que représentent les reconversions de salariés parmi les entrées tardives dans l'enseignement scolaire. Le profil de ces reconvertis est loin d'être homogène et diffère selon le niveau d'enseignement qu'ils rejoignent. Dans son ouvrage sur les « *mondes enseignants* » paru en 2017, Géraldine Farges montrait que si le groupe professionnel des enseignants est unifié par les grilles indiciaires et le niveau de diplôme, il demeure hétérogène à divers points de vue tels que les revenus, les parcours de formation et les pratiques culturelles. Ce positionnement social différencié se traduit donc également dans les parcours de reconversion. Dans la suite de cet article, le champ retenu est celui des entrées tardives issues de reconversions professionnelles, soit les groupes des cadres, des professions intermédiaires et des employés. Le groupe des ouvriers ne sera pas décrit en raison d'effectifs trop faibles.

Les métiers exercés par les salariés avant leur reconversion dans l'enseignement scolaire

Pour aller plus loin que la catégorie sociale, il est intéressant de regarder quels métiers ces nouveaux enseignants reconvertis exerçaient. L'enjeu est de repérer des domaines professionnels plus propices à la reconversion vers l'enseignement, et pour lesquels l'administration pourrait ajuster son recrutement et son accompagnement. Le terme de « métier » renvoie à la notion de famille professionnelle (FAP), proposée par le ministère du Travail (DARES, 2021) et s'appuyant sur la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS). Les 22 domaines professionnels permettent de réunir les personnes ayant des compétences proches et qui exécutent des tâches semblables, bien que pouvant relever de niveaux de qualification différents.

Les cadres reconvertis dans le second degré sont issus du milieu de l'enseignement supérieur et de la recherche

Les métiers occupés par les cadres reconvertis dans l'enseignement sont totalement différents selon qu'ils aient rejoint le premier ou le second degré.

■ **TABLEAU 3** Secteur professionnel sur les cinq dernières années des salariés reconvertis dans l'enseignement public (en %)

	Employés		Professions intermédiaires			Cadres	
	Premier degré	Second degré hors PLP	Premier degré	Second degré hors PLP	Second degré PLP	Premier degré	Second degré hors PLP
Au moins une expérience professionnelle dans...							
... la fonction publique	48	61	50	63	74	28	68
... le secteur privé	85	85	80	77	72	88	62

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

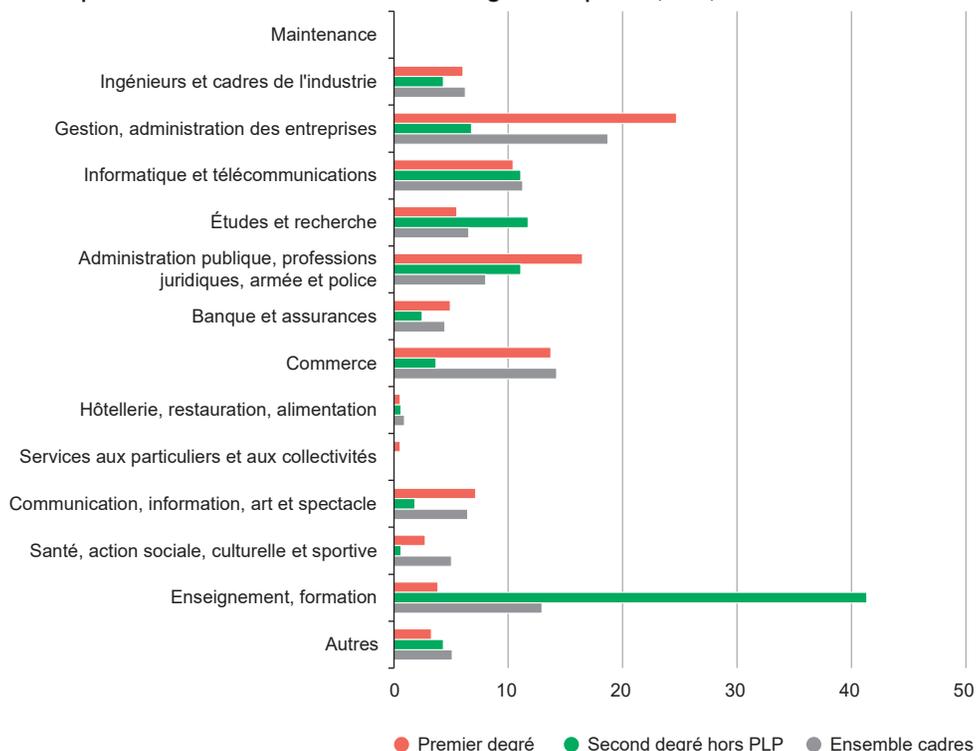
Lecture : parmi les employés reconvertis dans le premier degré, 48 % ont eu au moins une expérience dans la fonction publique avant de devenir enseignant fonctionnaire.

Champ : France hors Mayotte, nouveaux enseignants fonctionnaires du premier degré public et du second degré public âgés de 30 à 49 ans reconvertis. Rentrées 2015 à 2017.

Source : Insee, panel « tous salariés » 2017. Traitement DEPP.

Les cadres reconvertis dans le second degré sont particulièrement nombreux à avoir eu un emploi dans la fonction publique avant d'obtenir le concours (près de sept sur dix) ■ **TABLEAU 3**. Plus de quatre sur dix ont travaillé dans le domaine de l'enseignement et de la formation ■ **FIGURE 1**. En comparaison, 13 % de l'ensemble des cadres travaillent dans ce domaine professionnel, et 4 % de ceux qui se reconvertissent dans le premier degré. La plupart d'entre eux enseignaient à l'université. Bien que nos données ne permettent pas de le vérifier, nous pouvons faire l'hypothèse qu'il s'agit de docteurs récemment diplômés ayant des difficultés à obtenir un poste permanent de maître de conférences. En effet, de nombreux travaux mettent en avant une insertion professionnelle compliquée dans le secteur académique, en particulier dans l'accès à un contrat stable (Calmand, 2013 ; Bonnard et al., 2016 ; Inan & Vourc'h, 2017). Le choix de se tourner vers l'enseignement scolaire serait alors un moyen de se stabiliser, *via* les concours. Depuis 2017, il existe d'ailleurs une nouvelle voie d'accès au concours de l'agrégation pour les titulaires d'un doctorat (concours externe spécial de l'agrégation). Le nombre de postes ouverts reste cependant très limité (environ 60 chaque année). Devenir enseignant du secondaire offre ensuite la possibilité d'être détaché sur un poste de maître de conférence. Au bout d'un an de détachement, l'enseignant peut demander son intégration définitive dans le corps des maîtres de conférences (MENJ, 2023). C'est un attrait non négligeable pour ces profils, bien que cela ne concerne actuellement qu'une dizaine d'emplois par an. Globalement, les débouchés professionnels sont plus restreints en France que dans d'autres pays pour les doctorants, augmentant le risque de bifurcation professionnelle (Moulin et al., 2013 ; OCDE, 2021). Les reconvertis dans le second degré sont également 12 % à avoir eu un emploi dans le domaine des études et de la recherche, contre 7 % de l'ensemble des cadres et 5 % des reconvertis dans le premier degré. Ils travaillaient principalement dans la recherche publique, parfois dans le secteur de l'industrie en tant qu'ingénieurs et cadres d'étude, recherche et développement. Au total, ce sont ainsi la moitié des cadres reconvertis dans le second degré qui sont issus du milieu de l'enseignement et de la recherche. Il existe donc toujours un lien fort entre l'enseignement du secondaire et ces milieux professionnels, qui n'apparaît pas avec le premier degré. En ne considérant que les domaines professionnels autres que ceux de l'enseignement et de la recherche, la reconversion de cadres serait plus importante dans le premier degré que dans le second degré (respectivement 14 % et 10 % des entrées tardives).

■ **FIGURE 1** Domaine professionnel majoritaire par le nombre d'heures sur les cinq dernières années pour les- cadres reconvertis dans l'enseignement public (en %)



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : parmi les cadres reconvertis dans le premier degré, 25 % ont principalement travaillé dans le domaine de la gestion et l'administration des entreprises. Cette proportion représente 7 % de ceux reconvertis dans le second degré hors PLP et 19 % de l'ensemble de la catégorie sociale des cadres.

Champ : France hors Mayotte, nouveaux enseignants fonctionnaires du premier degré public et du second degré public âgés de 30 à 49 ans, cadres reconvertis. Rentrées 2015 à 2017.

Source : Insee, panel « tous salariés » 2017. Traitement DEPP.

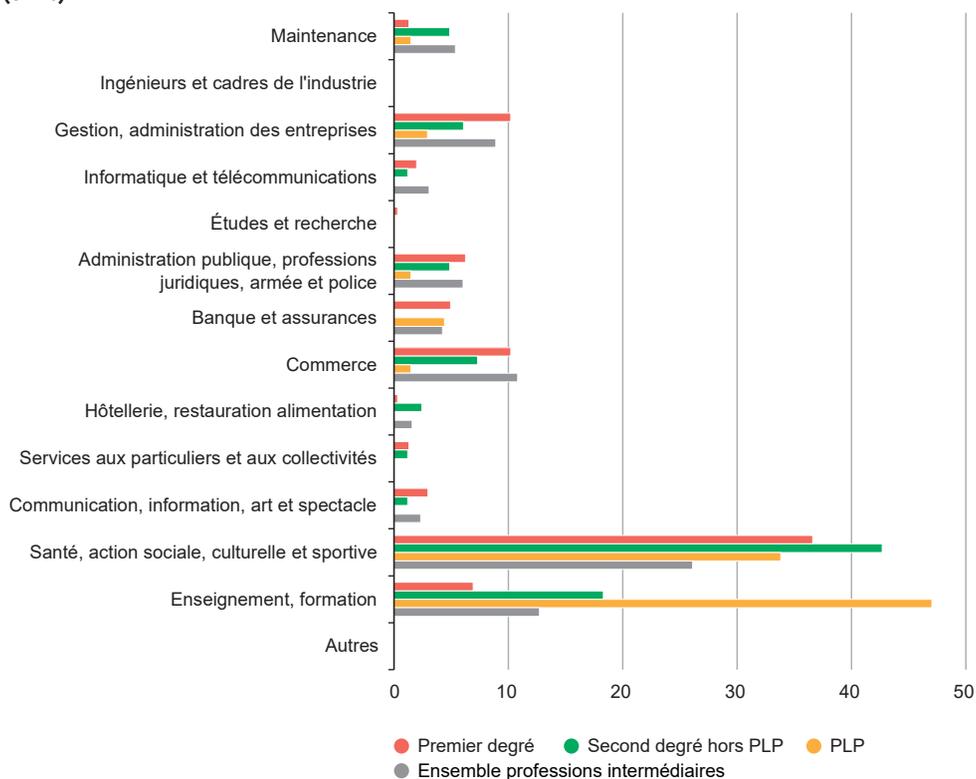
Les cadres ayant rejoint l'enseignement du premier degré sont ceux qui sont le moins fréquemment passés par la fonction publique parmi l'ensemble des salariés (28 %). Ils ont plus souvent eu une expérience dans le secteur privé que ceux du second degré (88 % contre 62 %). Ils viennent aussi de domaines professionnels plus diversifiés. Par rapport à l'ensemble des cadres, ils sont surreprésentés dans le domaine de la gestion et l'administration des entreprises (cadres administratifs, comptables et financiers, 25 % contre 19 %), et dans le domaine de l'administration publique (cadres A, 16 % contre 8 %). Ils sont également 14 % à avoir exercé dans le domaine du commerce en tant que cadres commerciaux et technico-commerciaux et 10 % dans le domaine de l'informatique et télécommunications en tant qu'ingénieurs de l'informatique. Ces profils sont donc assez éloignés du champ de l'enseignement. Des études qualitatives s'intéressent justement à la façon dont ces secondes carrières s'intègrent dans le monde enseignant, et notamment à l'apport de l'ancienne profession dans ce nouvel environnement. Les enseignants en reconversion témoignent souvent d'un décalage entre leurs attentes initiales et la réalité du métier enseignant. Ils peuvent notamment rencontrer des difficultés dans les pratiques éducatives. Ils mobilisent toutefois leur expérience antérieure pour convaincre les élèves

de l'importance d'acquérir les savoirs et les méthodes de travail qu'ils leur transmettent (Dozolme & Ria, 2019 ; Perez-Roux, 2019). Ils puisent des ressources à la fois dans leur expérience professionnelle passée (compétences organisationnelles, sens de l'écoute) et dans leur sphère privée (éduquer ou avoir éduqué des enfants).

Les salariés de professions intermédiaires exerçaient dans le domaine de la santé et de l'action sociale, culturelle et sportive ou de l'enseignement et de la formation

Les salariés de professions intermédiaires reconvertis dans l'enseignement sont largement surreprésentés dans le domaine de la santé et de l'action sociale, culturelle et sportive : 37 % des reconvertis dans le premier degré, 43 % des reconvertis dans le second degré général et 34 % des reconvertis dans l'enseignement professionnel, contre 26 % de l'ensemble des salariés exerçant une profession intermédiaire ■ **FIGURE 2**. Ils étaient majoritairement

■ **FIGURE 2** Domaine professionnel majoritaire par le nombre d'heures sur les cinq dernières années pour les salariés de professions intermédiaires reconvertis dans l'enseignement public (en %)



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : parmi les salariés de professions intermédiaires reconvertis dans le premier degré, 10 % ont principalement travaillé dans le domaine de la gestion et l'administration des entreprises. Cette proportion représente 6 % de ceux qui se sont reconvertis dans le second degré hors PLP, 3 % de ceux qui se sont reconvertis dans le second degré professionnel et 9 % de l'ensemble de la catégorie sociale des professions intermédiaires.
Champ : France hors Mayotte, nouveaux enseignants fonctionnaires du premier degré public et du second degré public âgés de 30 à 49 ans, salariés de professions intermédiaires reconvertis. Rentrées 2015 à 2017.
Source : Insee, panel « tous salariés » 2017. Traitement DEPP.

surveillants d'établissements scolaires, c'est-à-dire assistant d'éducation (AED) ou conseiller principal d'éducation (CPE). Certains professeurs des écoles étaient aussi professionnels de l'animation socioculturelle ou éducateurs spécialisés, tandis que certains enseignants du second degré étaient animateurs sportifs. Dans son étude, Géraldine Farges concluait également à une forte proportion d'enseignants ayant exercé un « métier relationnel », de manière plus importante dans le primaire que dans le secondaire toutefois (Farges, 2019).

Dans le second degré, ils sont également nombreux à avoir travaillé dans le domaine de l'enseignement et de la formation : cela représente 47 % de ceux qui rejoignent l'enseignement professionnel et 18 % des autres enseignants du second degré, contre 13 % de tous les salariés de professions intermédiaires. Outre le métier de formateur, certains étaient déjà enseignants du secondaire mais dans des établissements relevant du privé hors contrat, ou dans l'enseignement agricole pour les PLP. Ainsi, les salariés de professions intermédiaires reconvertis dans le second degré professionnel sont nombreux à être passés par la fonction publique : ils sont 74 %, contre 63 % dans le second degré hors PLP et 50 % dans le premier degré. Il s'agit ici majoritairement de profils proches du milieu enseignant. On peut supposer que ces nouveaux enseignants ont déjà des compétences approfondies dans la pédagogie et la transmission des savoirs, bien que le public ne soit pas forcément le même.

Les salariés de professions intermédiaires reconvertis dans le premier degré sont 10 % à avoir travaillé dans le domaine du commerce et 10 % dans la gestion et l'administration des entreprises. Les premiers exerçaient les métiers de maîtrise des magasins et intermédiaires du commerce (responsables de petit magasin, grossistes ou encore chefs de rayon dans une grande surface), les seconds étaient techniciens des services administratifs. Ce sont des proportions plus élevées que parmi les reconvertis dans le second degré mais très proches de celles observées pour l'ensemble des professions intermédiaires.

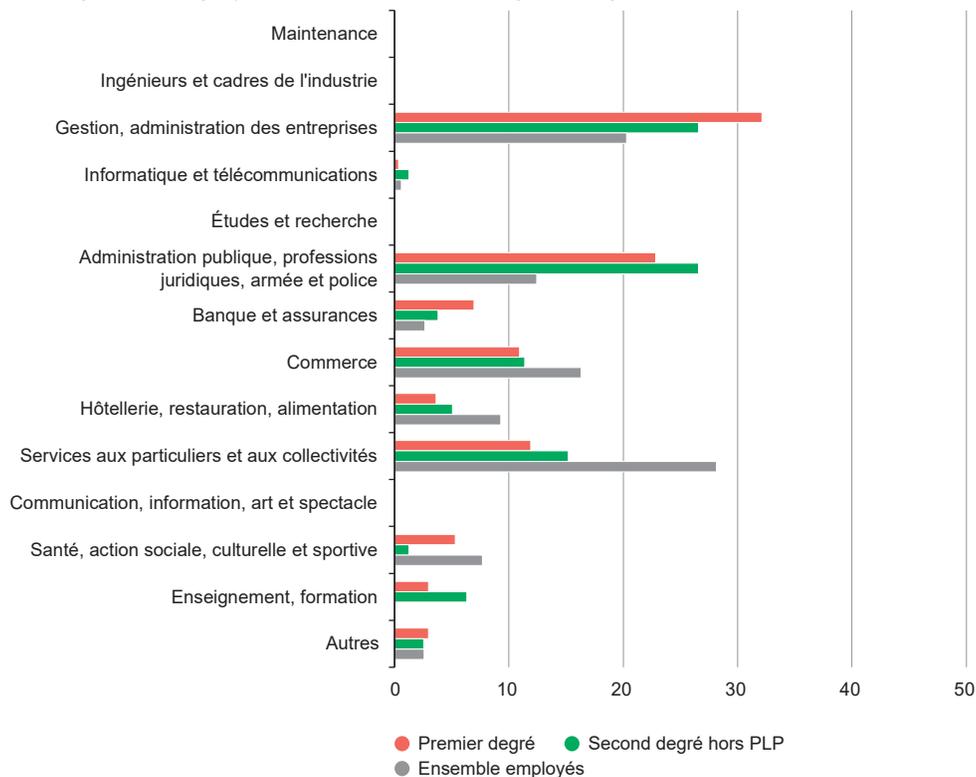
Les employés travaillaient dans le domaine de la gestion et l'administration des entreprises

C'est pour les reconvertis ayant un parcours d'employés que les différences sont les moins marquées entre niveaux d'enseignement. Sur les cinq années précédant leur arrivée dans l'enseignement, les employés étaient surreprésentés dans le domaine de la gestion et l'administration des entreprises : 32 % des employés reconvertis dans le premier degré et 27 % de ceux qui se sont reconvertis dans le second degré exerçaient ces métiers, contre 20 % de l'ensemble des employés ■ **FIGURE 3**. Ils occupaient notamment des postes d'employés administratifs d'entreprise et de secrétaires bureautiques.

Ils sont également 27 % dans le second degré et 23 % dans le premier degré à avoir travaillé pour l'administration publique, en tant qu'employés des services au public de catégorie C, soit plus que parmi l'ensemble des employés (12 %). Il pourrait s'agir ici de candidats ayant passé un concours interne pour devenir enseignant, celui-ci nécessitant de justifier de trois années de services publics.

Enfin, les employés reconvertis dans le second degré sont 15 % à avoir travaillé dans le domaine des services aux particuliers (aides à domicile et aides ménagères par exemple), et 12 % des reconvertis dans le premier degré. Il pourrait notamment s'agir de candidats ayant

■ **FIGURE 3** Domaine professionnel majoritaire par le nombre d'heures sur les cinq dernières années pour les employés reconvertis dans l'enseignement public (en %)



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Lecture : parmi les employés reconvertis dans le premier degré, 32 % ont principalement travaillé dans le domaine de la gestion et l'administration des entreprises. Cette proportion représente 27 % de ceux qui se sont reconvertis dans le second degré hors PLP et 20 % de l'ensemble de la catégorie sociale des employés.

Champ : France hors Mayotte, nouveaux enseignants fonctionnaires du premier degré public et du second degré public âgés de 30 à 49 ans, employés reconvertis. Rentrées 2015 à 2017.

Source : Insee, panel « tous salariés » 2017. Traitement DEPP.

un travail d'appoint en attendant l'obtention du concours enseignant, comme c'est le cas pour une part importante des salariés travaillant auprès de particuliers (Marbot, 2008).

Ces résultats montrent la diversité des profils parmi les reconvertis : à la fois des métiers proches du groupe professionnel des enseignants (enseignement supérieur, formation), et des métiers plus socialisés au monde de l'entreprise. Dans les deux cas, les compétences développées dans le parcours professionnel antérieur peuvent se révéler un atout. Elles pourraient être valorisées par l'administration afin que l'enseignant reconverti soit reconnu comme « *débutant-expérimenté* » (Perez-Roux, 2019). Personnaliser la formation en fonction du profil des lauréats pourrait également permettre de mieux accompagner ces nouveaux enseignants et d'assurer leur réussite professionnelle. Le taux de démissions, bien que marginal, est plus élevé parmi les enseignants stagiaires (Feuillet & Prouteau, 2020). Il est donc important pour le ministère « *d'être en capacité de garder et de fidéliser* » ces enseignants en seconde carrière, comme le souligne la médiatrice de l'éducation nationale dans son rapport (Becchetti-Bizot, 2022).

Impacts de la reconversion sur le parcours professionnel des salariés

Une revue de littérature internationale sur les motivations à devenir enseignant en seconde carrière suggère l'interaction de deux processus (Berger & D'Ascoli, 2011). D'un côté, l'individu se détache de son ancienne activité professionnelle pour diverses raisons, telles que les conditions de travail ou une inadéquation de la profession à ses valeurs. D'un autre côté, il est attiré par le métier enseignant pour des motivations qui peuvent être altruistes (activité bénéficiant à la collectivité), intrinsèques (envie de transmettre ses connaissances) et/ou extrinsèques (conditions d'exercice du métier). Avec le panel « tous salariés », deux effets de la reconversion peuvent être mesurés, emblématiques de la profession : l'effet sur la stabilité de l'emploi, de par l'acquisition du statut de fonctionnaire, et celui sur l'évolution des revenus, strictement encadrés par une grille salariale.

Une stabilisation professionnelle pour certains employés et une partie des cadres reconvertis dans le second degré

Plus d'un quart des cadres reconvertis dans le second degré n'avaient pas de contrat stable auparavant

Devenir enseignant titulaire est synonyme de stabilité professionnelle. En effet, fonctionnaire est le statut d'emploi le plus protecteur en France, les conditions de licenciement et de sanction des titulaires étant notamment plus protectrices qu'un CDI dans le secteur privé. La majorité des salariés reconvertis dans l'enseignement avaient toutefois déjà eu au moins un contrat stable dans les cinq années précédant l'obtention du concours ■ **TABLEAU 4**. Ce constat, que l'on retrouve dans de précédents travaux sur la reconversion dans l'enseignement (Charles *et al.*, 2022), varie toutefois selon la catégorie sociale d'origine. Les cadres reconvertis dans le premier degré sont ceux qui avaient le plus de stabilité en matière de contrat puisque 89 % étaient titulaires de la fonction publique ou avaient un CDI. C'est plus fréquent que parmi les employés ou les salariés de professions intermédiaires reconvertis dans le premier degré (respectivement 79 % et 76 %). Cette opposition des cadres avec les autres catégories sociales ne se retrouve pas pour les reconversions dans le second degré dont la proportion d'emploi stable est plus réduite : elle est d'environ 75 % pour tous les groupes. Les cadres qui se reconvertissent dans le second degré semblent donc avoir des emplois moins stables que ceux qui se reconvertissent dans le premier degré. Les cadres issus de l'enseignement supérieur ou de la recherche, en particulier, sont surreprésentés parmi les reconvertis n'ayant jamais eu de contrat stable avant de devenir enseignant. Les enseignants non permanents sont en effet particulièrement nombreux dans l'enseignement supérieur, sous divers statuts : attachés temporaires d'enseignement et de recherche (ATER), enseignants associés, contractuels LRU, etc. En 2018-2019, ils représentent un quart des personnels enseignants des établissements publics de l'enseignement supérieur, soit 18 900 agents (Beaurenaut & Kerloëgan, 2020). La précarisation croissante des enseignants du supérieur s'illustre également par la présence désormais incontournable des vacataires (Le Saout & Loirand, 2020 ; Soulié, 1996). Ils seraient plus de 128 000 en 2018-2019. Comme évoqué précédemment, devenir enseignant dans le secondaire pourrait être une manière pour ces personnes de trouver une stabilité professionnelle, tout en gardant un lien avec l'enseignement et la recherche.

■ **TABLEAU 4** Caractéristiques des postes occupés sur les cinq dernières années, pour chaque parcours de reconversion dans l'enseignement public (en %)

	Employés		Professions intermédiaires			Cadres	
	Premier degré	Second degré hors PLP	Premier degré	Second degré hors PLP	Second degré PLP	Premier degré	Second degré hors PLP
Au moins un contrat stable (CDI/titulaire)							
Oui	79	75	76	74	81	89	73
Non	21	25	24	26	19	11	27
Nombre de postes occupés¹							
1 poste	26	22	32	23	28	31	27
2 postes	35	23	38	29	25	43	28
3 à 5 postes	32	42	27	41	40	25	40
6 postes ou plus	7	14	4	6	7	1	4
Durée maximale sur un poste							
Moins de 2 ans	18	15	14	10	1	8	7
2 à 3 ans	25	30	22	26	26	23	41
4 à 7 ans	37	38	43	49	47	44	36
8 ans ou plus	19	15	20	16	24	23	16
Non renseigné	1	1	1	-	1	3	-
Salaire net mensuel moyen²							
Augmentation	62	71	56	68	66	16	40
Stabilité (entre -100 et +100)	18	10	15	6	6	11	6
Diminution	20	19	29	26	28	73	54

Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

1. Un changement de poste correspond à un changement d'entreprise (niveau Siren).

2. Pour chaque enseignant, on calcule le salaire mensuel net moyen sur les cinq années précédant l'obtention du concours (pour les postes relevant de la catégorie sociale principale). On calcule également le salaire mensuel net moyen en tant qu'enseignant stagiaire. La différence entre ces deux salaires correspond à la variation du salaire mensuel net moyen présentée dans ce tableau.

Note : les effectifs sont trop réduits pour en tirer des conclusions précises mais, de manière générale, les femmes sont proportionnellement plus nombreuses que les hommes à voir leurs revenus augmenter en devenant enseignantes dans le secteur public. Il n'y a que les employés reconvertis dans le second degré pour lesquels le phénomène est inversé.

Lecture : parmi les employés reconvertis dans le premier degré, 79 % ont eu un contrat stable (c'est-à-dire au moins un CDI ou une expérience de titulaire du public). De plus, 62 % ont vu leur revenu mensuel net moyen augmenter en devenant enseignant fonctionnaire.

Champ : France hors Mayotte, nouveaux enseignants fonctionnaires du premier degré public et du second degré public âgés de 30 à 49 ans, reconvertis. Rentrées 2015 à 2017.

Source : Insee, panel « tous salariés » 2017. Traitement DEPP.

Un employé sur sept reconverti dans le second degré a occupé six postes ou plus avant d'arriver dans l'enseignement

Le nombre de postes occupés et la durée passée sur un même poste, c'est-à-dire au sein de la même entreprise, sont également des indicateurs intéressants de la stabilité professionnelle. Ainsi, les reconvertis dans le premier degré ont occupé moins de postes que ceux du second degré durant les cinq années précédant l'obtention du concours : 61 % des employés ont occupé un ou deux postes (contre 45 % dans le second degré), 70 % des salariés de professions intermédiaires (contre 52 %) et 74 % des cadres (contre 56 %). À niveau d'enseignement équivalent, cette proportion est toujours plus élevée parmi les cadres. Les cadres reconvertis dans le premier degré sont également ceux qui sont restés le plus longtemps sur un même poste : un quart sont restés au moins 8 ans sur leur poste, les deux tiers sont restés au moins 4 ans. C'est à peu près la même chose pour les PLP qui ont exercé une profession intermédiaire. À l'inverse, 18 % des enseignants du premier degré avec un parcours d'employés ne sont jamais restés plus de 2 ans sur leur poste, et 15 % pour les employés reconvertis dans le second degré. Les enseignants ayant eu six postes ou plus auparavant sont également surreprésentés parmi les employés reconvertis dans le second degré (14 %) par rapport à ceux reconvertis dans le premier degré (7 %), mais également par rapport aux autres catégories sociales de même niveau d'enseignement. Cela illustre une certaine précarité pour les employés reconvertis, qu'elle soit voulue ou non, renforçant par ailleurs l'idée de travail d'appoint évoquée précédemment.

Une perte de salaire importante pour les cadres reconvertis dans le premier degré

En devenant enseignants stagiaires, les salariés perçoivent un salaire dépendant en grande partie du corps enseignant auquel ils appartiennent. S'y ajoutent diverses indemnités, communes à tous les enseignants ou perçues dans le cadre d'activités ou de fonctions particulières. Les activités professionnelles antérieures sont parfois prises en compte : le nouvel enseignant bénéficie alors d'un salaire calculé sur la base d'un échelon plus élevé de la grille salariale. Cette procédure, dite « de reclassement », ne concerne cependant pas toutes les situations professionnelles et l'expérience n'est souvent prise en compte que partiellement. Selon une étude publiée en 2014 par l'Insee, les salariés qui deviennent enseignants (fonctionnaires ou non) voient en moyenne leur salaire augmenter dès la première année par rapport aux salariés restés dans leur secteur d'origine (fonction publique ou secteur privé) (Daussin-Benichou *et al.*, 2014). Notre étude montre des résultats plus complexes, avec des situations différentes selon la catégorie sociale à laquelle appartenaient les salariés reconvertis et le degré d'enseignement rejoint.

Si l'on compare le revenu de stagiaire des néo-enseignants avec leur revenu mensuel net moyen sur les cinq années précédant l'obtention du concours, on constate que les salariés reconvertis dans le second degré ont plus fréquemment une hausse de salaire en rejoignant l'enseignement que ceux reconvertis dans le premier degré ■ **TABLEAU 4**. En effet, 71 % des employés reconvertis dans le second degré général ont vu leur revenu net augmenter contre 62 % dans le premier degré, respectivement 68 % et 56 % pour les salariés de professions intermédiaires, 40 % et 16 % pour les cadres. Les salaires sont plus élevés dans le second degré que dans le premier degré du fait de la présence plus fréquente d'heures supplémentaires et missions particulières, ainsi que de grilles salariales plus avantageuses pour certains corps du second degré (MENJS, 2020). Cependant, le salaire initialement

perçu a également son importance : il est en moyenne plus élevé pour les salariés reconvertis dans le premier degré que pour ceux reconvertis dans le second degré, du fait de profils différents. Ainsi, les cadres contractuels issus de l'enseignement supérieur et de la recherche qui rejoignent le second degré vont avoir une évolution de salaire plus intéressante que les cadres en CDI dans le secteur privé qui se reconvertissent dans le premier degré.

Du fait du salaire initial moins élevé des employés, ce sont eux qui augmentent leurs revenus de la manière la plus importante. La minorité pour lesquels le salaire diminue travaillaient dans le domaine de la gestion et de l'administration des entreprises. À l'inverse, les cadres voient plus fréquemment leur salaire diminuer que les autres catégories sociales. C'est particulièrement le cas dans le premier degré où 73 % des cadres reconvertis constatent une baisse de salaire, dont la moitié d'au moins 500 € par mois. Cette baisse de salaire pourrait néanmoins n'être que temporaire. En effet, le salaire des enseignants évolue au fur et à mesure qu'ils gravissent les échelons de leur grille, principalement en fonction de leur ancienneté en tant qu'enseignant titulaire. Cependant, selon un cas-type proposé par le ministère en charge de l'éducation nationale, une professeure stagiaire à la rentrée 2016 aura un salaire initial de 1 445 € net mensuel qui atteindra 1 931 € en 2021 (MENJ, 2022b). Son salaire mensuel augmente ainsi de 486 €. Au bout de cinq ans, la moitié des cadres reconvertis dans le premier degré et un tiers de ceux reconvertis dans le second degré n'auront donc pas retrouvé le niveau de salaire du temps où ils étaient salariés.

Finalement, le statut de fonctionnaire semble toujours attractif pour certains candidats en situation de précarité, tels que les enseignants non permanents à l'université et les employés. Pour ces profils, la rémunération peut également être intéressante : les employés voient leurs revenus augmenter de manière conséquente, quel que soit le degré dans lequel ils se reconvertissent. À l'inverse, les cadres qui deviennent professeurs des écoles subissent souvent une perte de salaire importante et peinent à retrouver un niveau de vie équivalent à leur poste précédent. Pour ces profils, les questions de rémunérations pourraient être problématiques sur le long terme, bien que des stratégies puissent être mises en place dans leur vie personnelle, notamment dans le couple, pour compenser la perte de salaire (Denave, 2015). En plus de l'attractivité, la question de la fidélisation est là encore importante. Quelques nouveautés ont toutefois été mises en place par le ministère en 2022, telles qu'une prise en compte des années de services antérieures dans le secteur privé pour les lauréats du troisième concours (décret n° 2022-708 du 26 avril 2022).

Conclusion

Connaître le métier précédemment exercé par les salariés reconvertis dans l'enseignement public, et les caractéristiques du poste qu'ils occupaient, permet de préciser encore le profil de cette population. Dans le premier degré, il s'agit majoritairement d'employés dans le domaine de la gestion et l'administration des entreprises, ou de salariés ayant exercé une profession intermédiaire dans le domaine de la santé et de l'action sociale, culturelle et sportive ou de l'enseignement et de la formation. Dans le second degré, ce sont surtout des salariés de professions intermédiaires qui deviennent professeurs de lycée professionnel, et d'anciens cadres qui deviennent certifiés ou agrégés. Les cadres reconvertis dans le second degré sont principalement issus du milieu de l'enseignement supérieur et de la recherche, illustrant le lien fort existant toujours entre ces deux milieux professionnels.

Cette étude présente certaines limites. Ainsi, la taille réduite de nos effectifs ne permet pas d'analyser les parcours de reconversions vers l'enseignement au prisme du sexe. La littérature montre pourtant que des différences existent (Cacouault-Bitaud, 1995 ; Négroni, 2019 ; Giraud, 2024). Certaines tendances sont toutefois proposées en notes sous les tableaux de résultats. Il semblerait, par exemple, que les femmes seraient proportionnellement plus nombreuses que les hommes à voir leurs revenus augmenter en devenant enseignantes dans le secteur public. Elles effectueraient donc plus souvent des mobilités ascendantes.

Par ailleurs, les données mobilisées ne contiennent pas d'information sur la discipline d'enseignement dans le second degré. On peut pourtant penser qu'en fonction de leurs parcours et de leur statut professionnel antérieur, les enseignants reconvertis ne rejoignent pas une discipline au hasard. De même, toutes les disciplines de l'enseignement supérieur ne sont pas affectées de la même manière par des difficultés d'insertion professionnelle. Les docteurs en lettres et sciences humaines seraient, par exemple, plus susceptibles de rejoindre l'enseignement secondaire (Caudal *et al.*, 2008 ; Calmand *et al.*, 2017 ; Roux & Joannier, 2019). Il manque également des informations sur la situation personnelle des enseignants reconvertis pour rendre compte pleinement des processus de reconversion. En effet, le fait d'avoir des enfants, ou un conjoint enseignant, peut jouer un rôle dans la reconversion. Plusieurs études qualitatives et quantitatives (Monin & Rakoto-Raharimanana, 2019 ; Charles *et al.*, 2023) apportent déjà des éléments sur cette question.

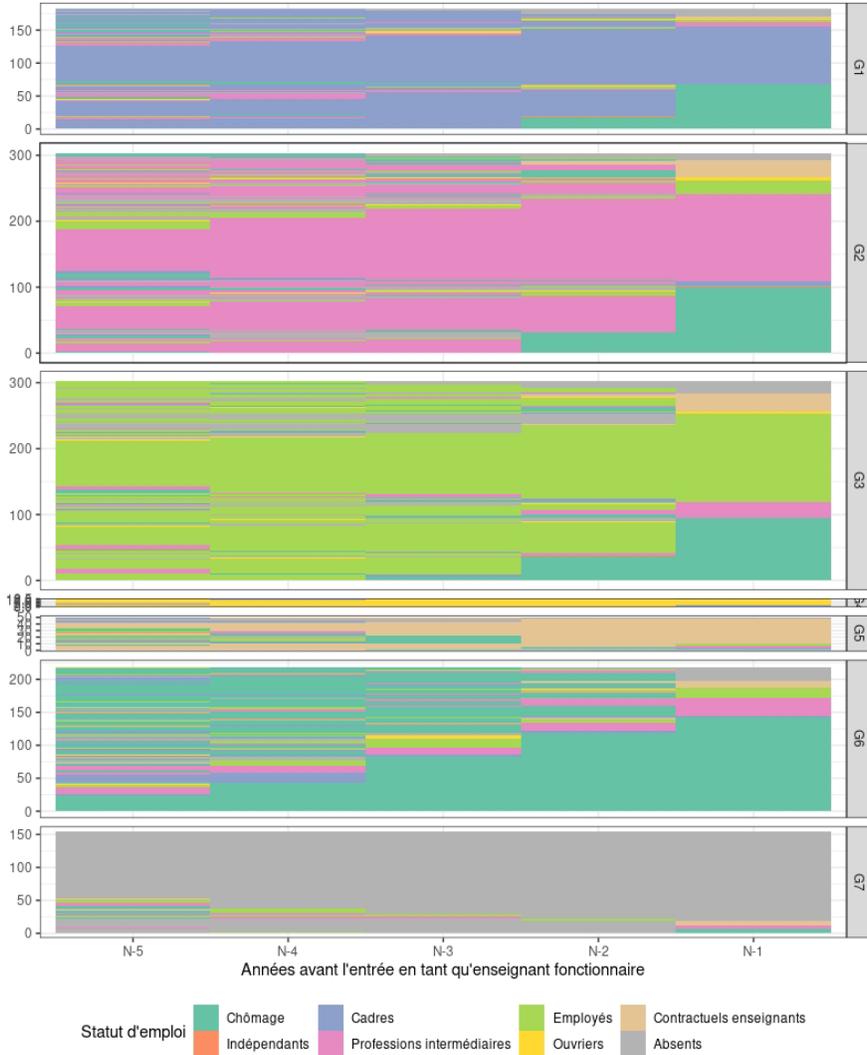
Cet article apporte toutefois un nouvel éclairage sur les reconversions dans les métiers enseignants. L'étude est d'abord très originale dans sa méthodologie. En effet, l'utilisation de données administratives est une première pour traiter cette problématique, les travaux quantitatifs existants étant basés sur des données d'enquêtes (Farges, 2019 ; Charles *et al.*, 2023). Travailler en longitudinal est également très novateur. Les emplois salariés peuvent ainsi être pris en compte sur les cinq années précédant l'obtention du concours enseignant, ce qui est plus représentatif du profil professionnel de l'individu. Par ailleurs, l'utilisation du panel « tous salariés » permet d'exploiter des informations sensibles, telle que la rémunération. Il permet aussi de comparer les enseignants en « seconde carrière » à l'ensemble des salariés, afin de repérer des profils particuliers. Cet article met ainsi en avant la variété des parcours professionnels des salariés reconvertis dans l'enseignement : ils viennent d'univers professionnels multiples, avec des connaissances et des compétences plus ou moins éloignées de l'enseignement, des revenus plus ou moins élevés, etc. Ces résultats confirment et complètent les travaux de Géraldine Farges (2019). Si les problématiques de rémunération font l'objet d'ajustements progressifs pour cette population, le bagage professionnel n'est pas valorisé par l'administration. Pourtant, adapter la formation initiale et la formation continue pourrait être un moyen de reconnaître les compétences de chacun, tout en apportant les connaissances spécifiques à l'exercice du métier, afin de faciliter l'intégration et le maintien de cette population dans l'éducation nationale. Il serait d'ailleurs intéressant de voir ce que ces reconvertis deviennent sur une plus longue période en suivant leur parcours au sein de l'éducation nationale : l'utilisation de sources de données administratives, notamment, ouvre de multiples perspectives pour continuer à explorer cette thématique.

Remerciements

L'auteure tient à remercier particulièrement Bertrand Delhomme (ENS, Université de Tours), cette étude s'appuyant sur des premiers travaux et analyses qu'il a réalisés, ainsi que ses collègues de la DEPP (en particulier Guillemette Buisson, Olivier Monso et Julie Solard) pour l'aide apportée à la réalisation de cette étude.

L'auteure remercie également l'Insee pour la documentation détaillée du panel « tous salariés », ainsi que les deux relecteurs anonymes de la revue *Éducation & formations* pour leurs remarques avisées.

ANNEXE 1 Les parcours avant de devenir enseignant fonctionnaire du premier degré public -
Vision sur les cinq années précédant l'obtention du concours



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Intitulés des groupes

- G1 = « Cadres »
- G2 = « Professions intermédiaires »
- G3 = « Employés »
- G4 = « Ouvriers »
- G5 = « Contractuels courte et longue durée »
- G6 = « Chômeurs »
- G7 = « Sans emploi salarié »

ANNEXE 2 Les parcours avant de devenir enseignant fonctionnaire du second degré public (hors PLP) -
Vision sur les cinq années précédant l'obtention du concours

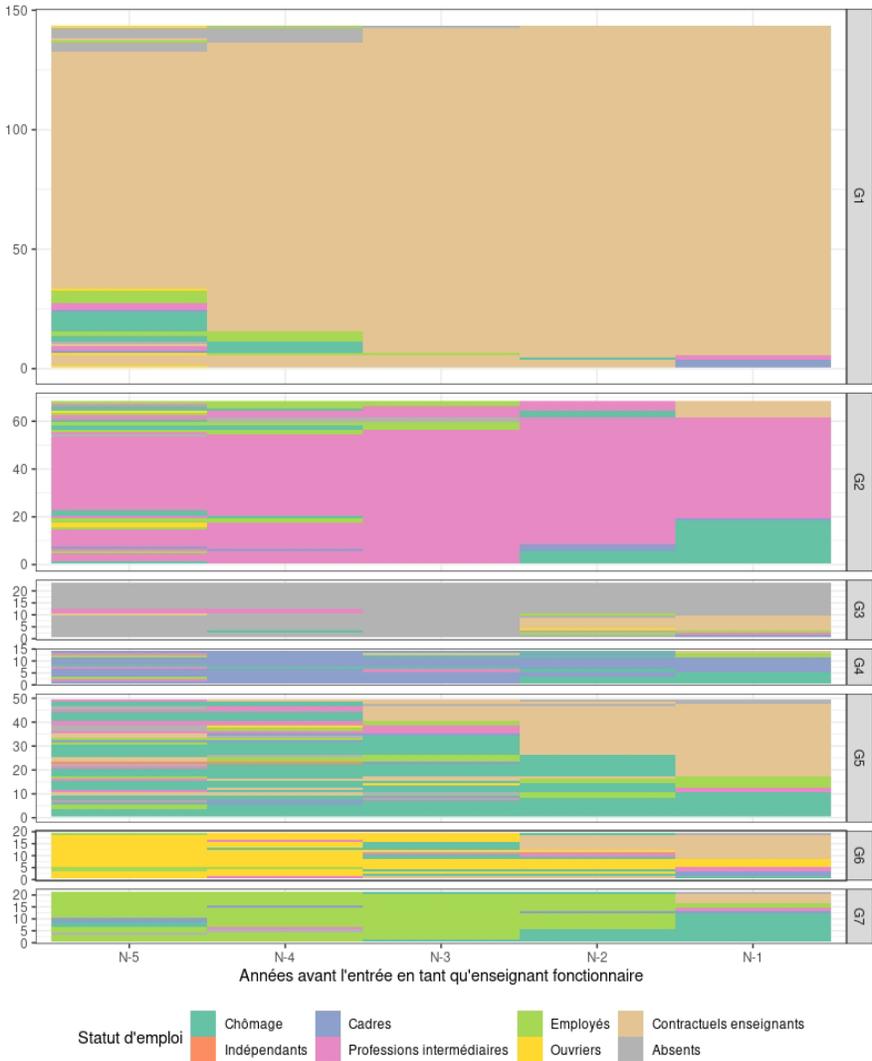


Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Intitulés des groupes

- G1 = « Employés »
- G2 = « Professions intermédiaires »
- G3 = « Sans emploi salarié »
- G4 = « Contractuels longue durée »
- G5 = « Cadres »
- G6 = « Contractuels courte durée »
- G7 = « Chômeurs »

ANNEXE 3 Les parcours avant de devenir enseignant fonctionnaire du second degré professionnel public -
Vision sur les cinq années précédant l'obtention du concours



Éducation & formations n° 107, DEPP, SIES

Intitulés des groupes

- G1 = « Contractuels longue durée »
- G2 = « Professions intermédiaires »
- G3 = « Sans emploi salarié »
- G4 = « Cadres »
- G5 = « Contractuels courte durée »
- G6 = « Ouvriers »
- G7 = « Employés »

Références bibliographiques

- Apec. (2022). 2021, des recrutements de cadres proches du niveau record d'avant-crise. *Recrutement Prévisions & Processus*. <https://corporate.apec.fr/home/nos-etudes/toutes-nos-etudes/2021-des-recrutements-de-cadres-proches-du-niveau-record-davant-crise.html>
- Arnault, S., Bonnet, O., Goussen, J. (2018). Les agents de l'État en 2014 : leurs profils, leurs carrières. *Emploi, chômage, revenus du travail*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3573729?sommaire=3573876>
- Beaurenaut, A.-S., Kerloëgan, C. (2020). Les enseignants non permanents affectés dans l'enseignement supérieur – Année 2018-2019. *Note de la DGRH*, 4. <https://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/fr/les-enseignants-non-permanents-affectes-dans-l-enseignement-superieur-annee-2018-2019-82297>
- Becchetti-Bizot, C. (2022). *Renouer le dialogue – Rapport 2021 de la médiatrice de l'éducation nationale et de l'enseignement supérieur*. MENJ. <https://www.education.gouv.fr/rapport-2021-de-la-mediatrice-de-l-education-nationale-et-de-l-enseignement-superieur-342235>
- Berger, J.-L., D'Ascoli, Y. (2011). Les motivations à devenir enseignant : revue de la question chez les enseignants de première et deuxième carrière. *Revue française de pédagogie*, 175. <https://doi.org/10.4000/rfp.3113>
- Bidart, C. (2006). Crises, décisions et temporalités : autour des bifurcations biographiques. *Cahiers internationaux de sociologie*, 120(1), 29-57.
- Bonnard, C., Calmand, J., Giret, J.-F. (2016). Devenir chercheur ou enseignant chercheur : le goût pour la recherche des doctorants à l'épreuve du marché du travail. *Recherches en éducation*, 25. <https://doi.org/10.4000/ree.5735>
- Cacouault-Bitaud, M. (1995). Images, carrières et modes de vie des enseignantes. Des années soixante à la décennie quatre-vingt-dix. *Recherche & formation*, 20(1), 17-31. <https://doi.org/10.3406/refor.1995.1289>
- Calmand, J. (2013). Les docteurs : une longue marche vers l'emploi stable. *Céreq Bref*, 316. <https://www.cereq.fr/les-docteurs-une-longue-marche-vers-lemploi-stable>
- Calmand, J., Prieur, M.-H., Wolber, O. (2017). Les débuts de carrière des docteurs : une forte différenciation des trajectoires professionnelles. *Note d'information SIES*, 1706. <https://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/fr/les-debuts-de-carriere-des-docteurs-une-forte-differenciation-des-trajectoires-professionnelles-47317>
- Caudal, M., Dumoulin, C., Ollivier, C. (2008). L'insertion professionnelle des jeunes docteurs en sciences sociales. *Note d'Information OVE UVSQ*. <https://www.uvsq.fr/linsertion-des-jeunes-docteurs-en-1999-et-2006-en-sciences-sociales>
- Charles, F., Cacouault-Bitaud, M., Katz, S., Legendre, F., Connan, P.-Y., Rigaudière, A. (2023). *Professeur.e.s des écoles : Sociologie d'une profession dans la tourmente*. L'Harmattan. https://www.editions-harmattan.fr/index_harmattan.asp?navig=catalogue.&obj=livre&razSqlClone=1&no=77279
- Charles, F., Cacouault-Bitaud, M., Legendre, F. (2022). Shoto kyoshi he no michi : Kyoshi he no tenshokusha ni taisuru seidoteki mondai to sono motivation [L'accès au professorat des écoles : Enjeux institutionnels et motivations personnelles des enseignantes et enseignants reconvertis] (p. 351-367). trad. par D. Sonoyama. In D. Sonoyama (dir.), *Kyoshi no Shakaigaku [Sociologie des enseignants en France] Keiso-Shobo*.
- Charles, F., Cacouault-Bitaud, M., Legendre, F., Connan, P.-Y., Rigaudière, A., Katz, S. (2020). La perte d'attractivité du professorat des écoles dans les années 2000. Mesure du phénomène et éléments d'interprétation. *Éducation & formations*, 101, 125-160.
- DARES. (2021, septembre). *La nomenclature des familles professionnelles (FAP)*. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/actualite/la-nomenclature-des-familles-professionnelles-fap>
- Daussin-Benichou, J.-M., Koubi, M., Leduc, A., Marc, B. (2014). Les carrières salariales dans le public et le privé : éléments de comparaison entre 1988 et 2008. *Insee Références*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1373548?sommaire=1373556>
- Décret n° 2022-708 du 26 avril 2022 (2022). <https://www.legifrance.gouv.fr/eli/decree/2022/4/26/2022-708/jo/texte>

- Delhomme, B. (2019). *Les trajectoires d'emploi des enseignants non titulaires du second degré public : un exemple sur la cohorte d'enseignants recrutés en 2010*. Rapport annuel sur l'état de la fonction publique, 246-253.
- Delhomme, B. (2020). L'origine sociale des enseignant.e.s comparée à la population active occupée en 2015. *Éducation & formations*, 101, 27-51. <https://doi.org/10.48464/ef-101-02>
- Denave, S. (2006). Les conditions individuelles et collectives des ruptures professionnelles. *Cahiers internationaux de sociologie*, 120(1), 85-110. <https://doi.org/10.3917/cis.120.0085>
- Denave, S. (2015). *Reconstruire sa vie professionnelle. Sociologie des bifurcations professionnelles*. Presses Universitaires de France.
- DEPP. (2022). *Repères et références statistiques*. <https://www.education.gouv.fr/reperes-et-references-statistiques-2022-326939>
- Dozolme, S., Ria, L. (2019). Bifurcation professionnelle du monde de l'entreprise au monde scolaire : phénomène d'hystérésis ou de rejet de l'ancien métier ? *Recherche & formation*, 90, 57-71. <https://doi.org/10.4000/rechercheformation.4992>
- Esquieu, N., Péan, S. (1995). Les concours de recrutement des enseignants du second degré – année 1994. *Note d'Information*, 95.26. DEPP. <https://doi.org/10.48464/ni-95-26>
- European Commission/EACEA/Eurydice. (2021). *Teachers in Europe Careers, Development and Well-being* [Eurydice report]. Publications Office of the European Union. <https://eurydice.eacea.ec.europa.eu/publications/teachers-europe-careers-development-and-well-being>
- Farges, G. (2017). *Les mondes enseignants*. Presses Universitaires de France. <https://doi.org/10.3917/puf.farge.2017.03>
- Farges, G. (2019). Enseigner après une expérience professionnelle : contribution à une analyse des mobilités et des représentations du métier. *Recherche & formation*, 90, 43-55. <https://doi.org/10.3917/puf.farge.2017.03>
- Feuillet, P., Prouteau, D. (2020). De l'entrée à la sortie de l'éducation nationale. Focus sur les différentes transitions professionnelles vécues par les enseignants. *Éducation & formations*, 101, 99-124.
- Giraud, F. (2024). *Devenir enseignant.e mais pas à n'importe quel prix. Les conditions sociales de l'attractivité de l'enseignement chez des ingénieur.e-s en reconversion professionnelle*. In G. Farges, L. Szerdahelyi (dirs.) *En quête d'enseignant-es*. Presses universitaires de Rennes.
- Hillion, M. (2018). *Teacher recruitment and management: current practices and future challenges* [Economics and Finances, Université Paris sciences et lettres]. <https://theses.hal.science/tel-03168270>
- Inan, C., Vourc'h, R. (2017). La situation des docteurs sur le marché du travail. *Note d'information SIES*, 1703. <https://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/fr/la-situation-des-docteurs-sur-le-marche-du-travail-47504>
- Kerjosse, R., Rémila, N. (2013). Les trajectoires professionnelles des agents de la fonction publique d'État. *Emploi et salaires*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374083?sommaire=1374092>
- Le Saout, R., Loirand, G. (2020). Les chargés d'enseignement vacataires : les paradoxes d'un statut pervers. *Genèses*, 118(1), 127-137. <https://doi.org/10.3917/gen.118.0127>
- Lesnard, L., de Saint Pol, T. (2006). Introduction aux méthodes d'appariement optimal (Optimal Matching Analysis). *Bulletin of Sociological Methodology/Bulletin de Méthodologie Sociologique*, 90(1), 5-25. <https://doi.org/10.1177/075910630609000103>
- Malaterre, M. (2023, novembre 14). Boris Melmoux-Eude (Éducation nationale) : « Les sujets d'attractivité ne se règlent pas en une année ». *Acteurs Publics*. <https://acteurspublics.fr/articles/boris-melmoux-eude-education-nationale-les-sujets-dattractivite-ne-se-reglent-pas-en-une-annee>
- Marbot, C. (2008). Travailler pour des particuliers : Souvent une activité d'appoint. *Insee Références, Les salaires en France – Édition 2008*, 27-41.
- Marinell, W. H., Johnson, S. M. (2014). Midcareer Entrants to Teaching : who They Are and How They May, or May Not, Change Teaching. *Educational Policy*, 28(6), 743-779. <https://doi.org/10.1177/0895904813475709>
- MENJS. (2020). *Comprendre la rémunération des enseignants* [Document de travail du comité consultatif de l'Observatoire des rémunérations et du bien-être]. <https://www.education.gouv.fr/-/observatoire-des-remunerations-et-du-bien-etre-du-ministere-de-l-education-nationale-de-la-323891>

- MENJ. (2022a). *Résultats des concours enseignants de la session 2022*. <https://www.education.gouv.fr/resultats-des-concours-enseignants-de-la-session-2022-342067>
- MENJ. (2022b). *La rémunération des enseignants*. <https://www.education.gouv.fr/la-remuneration-des-enseignants-7565>.
- MENJ. (2023). *Mobilité – Enseigner dans un autre degré*. <https://www.education.gouv.fr/mobilite-enseigner-dans-un-autre-degre-6122>.
- Monin, N., Rakoto-Raharimanana, H. (2019). Nouveaux enseignants, enseignants nouveaux. La reconversion professionnelle dans le système éducatif. *Recherche & formation*, 90, 9-13. <https://doi.org/10.4000/rechercheformation.4902>
- Moulin, S., Dupray, A., D'Amour, R. (2013). Les politiques publiques au cœur des bifurcations individuelles. *Sociologie et sociétés*, 45(1), 203-228. <https://doi.org/10.7202/1016401ar>
- Négroni, C. (2019). Reconversions féminines vers l'enseignement, entre choix contraint et sécurisation de son parcours. *Recherche & formation*, 90, 15-26. <https://doi.org/10.4000/rechercheformation.4917>
- OCDE. (2021). *Reducing the precarity of academic research careers* (OECD Science, Technology and Industry Policy Papers, 113). <https://doi.org/10.1787/0f8bd468-en>
- Palheta, U. (2012). *La domination scolaire. Sociologie de l'enseignement professionnel et de son public*. Presses Universitaires de France. <https://doi.org/10.3917/puf.palhe.2012.01>
- Péan, S. (1995). Concours de recrutement de professeurs des écoles ; session 1994. *Note d'Information*, 95.37. DEPP. <https://doi.org/10.48464/ni-95-37>
- Perez-Roux, T. (2019). Devenir enseignant en seconde carrière. Des reconversions désirées à l'épreuve du réel. *Recherche & formation*, 90, 27-41. <https://doi.org/10.4000/rechercheformation.4962>
- Priyadharshini, E., Robinson-Pant, A. (2003). The Attractions of Teaching: An investigation into why people change careers to teach. *Journal of Education for Teaching*, 29, 95-112. <https://doi.org/10.1080/0260747032000092639>
- Robette, N. (2011). *Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoires*. CEPED.
- Roux, S., Joannier, C. (2019). Des conditions d'insertion et d'emploi des docteurs toujours satisfaisantes mais contrastées selon les disciplines. *Note d'Information SIES*, 19.08. <https://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/fr/des-conditions-d-insertion-et-d-emploi-des-docteurs-toujours-satisfaisantes-mais-contrastees-selon-47729>
- Sellier, M., Michel, A.P. (2014). L'attractivité du métier d'enseignants en Europe. État des lieux et perspectives. *Administration Éducation*, 144(4), 45-52.
- Sidokpohou, O., Hunault, O., Alfandari, J.-M. (2017). *L'entrée dans la carrière des nouveaux enseignants* (2017-062 ; p. 85). Rapport conjoint IGAENR-IGEN, Ministère de l'Éducation nationale.
- Soulié, C. (1996). Précarité dans l'enseignement supérieur. *Actes de la Recherche en Sciences Sociales*, 115(1), 58-64. <https://doi.org/10.3406/arss.1996.3204>
- Tanguy, L. (1991). *L'enseignement professionnel en France. Des ouvriers aux techniciens*. Presses Universitaires de France.
- Tigchelaar, A., Brouwer, N., Korthagen, F. (2008). Crossing horizons. Continuity and change during second-career teachers' entry into teaching. *Teaching and Teacher Education*, 24(6), 1530-1550. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2008.03.001>
- Valette, C. (2021). Profil des admis aux concours enseignants 2020 du premier degré et du second degré. *Note d'Information*, 21.40. DEPP. <https://doi.org/10.48464/ni-21-40>

Ligne éditoriale de la revue *Éducation & formations*

Éducation & formations est une revue scientifique francophone, en accès libre. Chaque article publié dans *Éducation & formations* est soumis à l'expertise conjointe d'un comité scientifique, d'un comité de lecture indépendant (procédure de relecture en double aveugle par au moins deux experts) et d'une équipe de rédaction.

Créée en 1982, la revue *Éducation & formations* relève de la responsabilité conjointe des services statistiques ministériels de l'Éducation nationale et de l'Enseignement supérieur et de la Recherche, respectivement la DEPP et le SIES.

À caractère pluridisciplinaire et international, *Éducation & formations* propose des analyses de chercheurs français et étrangers qui contribuent à mieux faire connaître et comprendre les systèmes éducatifs selon toutes leurs composantes, dont leurs dimensions territoriales, et selon les réformes qui les modèlent au cours du temps. Elle permet de rendre compte des parcours des élèves et des étudiants, jusqu'à leur insertion professionnelle. De par la prégnance de l'enseignement supérieur d'une part, et de la recherche d'autre part, ainsi que de leurs liens forts avec l'ensemble du système éducatif et de formation, *Éducation & formations* concourt également à faire connaître et comprendre leur organisation et leur gestion. Enfin, sur l'ensemble de ces secteurs, la revue a pour objectifs d'encourager et de valoriser les travaux d'évaluation des politiques publiques.

Éducation & formations est destinée à tous les acteurs du système éducatif, de l'enseignement supérieur et de la recherche mais aussi, de l'évaluation et de la statistique publique. La revue a pour vocation de diffuser des connaissances, des données et des résultats de la recherche. Elle vise tout particulièrement à éclairer l'action et l'analyse des décideurs, et à alimenter le débat public.

Les articles sont notamment issus de la recherche en sciences de l'éducation, en sociologie, en sciences politiques, en économie, en démographie, en psychologie dont la psychométrie, et en géographie. Ils s'appuient en particulier sur les données de la statistique publique, mais aussi sur d'autres sources. Ils peuvent également présenter des résultats de méta-analyses ou des méthodes statistiques ou économétriques d'intérêt dans les domaines disciplinaires couverts par cette publication.

Les statistiques de la DEPP et du SIES

↘ Vous recherchez des données publiques couvrant tous les aspects structurels de l'éducation et de la recherche ?

Rendez-vous sur :

education.gouv.fr/etudes-et-statistiques
publication.enseignementsup-recherche.gouv.fr

Vous y trouverez :

- ↘ les derniers résultats d'enquêtes
- ↘ les publications et rapports de référence
- ↘ des données détaillées et actualisées
- ↘ des répertoires, nomenclatures et documentation

↘ Vous recherchez une information statistique ?

Rendez-vous sur DεPPαDoc, le catalogue qui rassemble toutes les publications et archives de la statistique sur l'éducation et la formation :

archives-statistiques-depp.education.gouv.fr

Besoin d'aide pour trouver une information ?

depp.documentation@education.gouv.fr

Achévé d'imprimer en décembre 2024
sur les presses de de Paragon Transaction
39, rue des Rivières Saint-Agnan
58200 Cosne-Cours-sur-Loire, France

Varia

Forts de leur expertise en analyses statistiques ou psychométriques, les auteurs et autrices des articles de ce 107^e numéro de la revue *Éducation & formations* exploitent de nouvelles sources de données pour nous livrer des résultats inédits.

Delarue, Heidmann et Raffy réussissent, à partir d'évaluations de compétences de 15 000 élèves suivis entre le CM2 et la seconde, et de méthodes psychométriques *ad hoc*, à définir la progression de compétences en mathématiques et en français de ces élèves au cours de leur parcours scolaire au collège. Ils mettent en évidence l'hétérogénéité des progressions des élèves en fonction des matières, mais aussi selon leur sexe, ou selon leur origine sociale.

Guille et Skalli analysent les données d'APB et Parcoursup reliées aux données SISE, pour étudier les différentiels de réussite entre les filles et les garçons à l'issue de leur première année universitaire. Le choix de la filière universitaire est la caractéristique qui contribue le plus au différentiel filles-garçons. Si les filles faisaient les mêmes choix que les garçons, alors elles accroîtraient encore davantage leur chance de réussite.

Murat propose de considérer les compétences scolaires dans l'analyse du lien entre parcours scolaire et insertion professionnelle à partir du panel d'élèves entrés en sixième en 1995 complété par l'enquête « entrée dans la vie active ». Les compétences scolaires de ces élèves en mathématiques et en français, mais aussi certaines de leurs compétences comportementales sont mises en regard du niveau d'études supérieures et du premier salaire qu'ils auront atteints à l'âge adulte.

À partir d'une exploitation originale des données du panel « tous salariés » de l'Insee, Feuillet décrit et analyse le parcours professionnel des personnes intégrant en seconde carrière le corps des enseignants. Elle identifie ainsi les corrélations entre la catégorie sociale initiale et celle acquise par cette reconversion professionnelle.

Tous les articles sont accessibles sur Cairn.



ef-sies.depp.education.fr

ISSN 0294-0868

ISBN 978-2-11-172551-5

