



RÉPUBLIQUE  
FRANÇAISE

*Liberté  
Égalité  
Fraternité*

depp Direction de l'évaluation,  
de la prospective  
et de la performance

# Les inégalités sociales de compétences depuis 35 ans

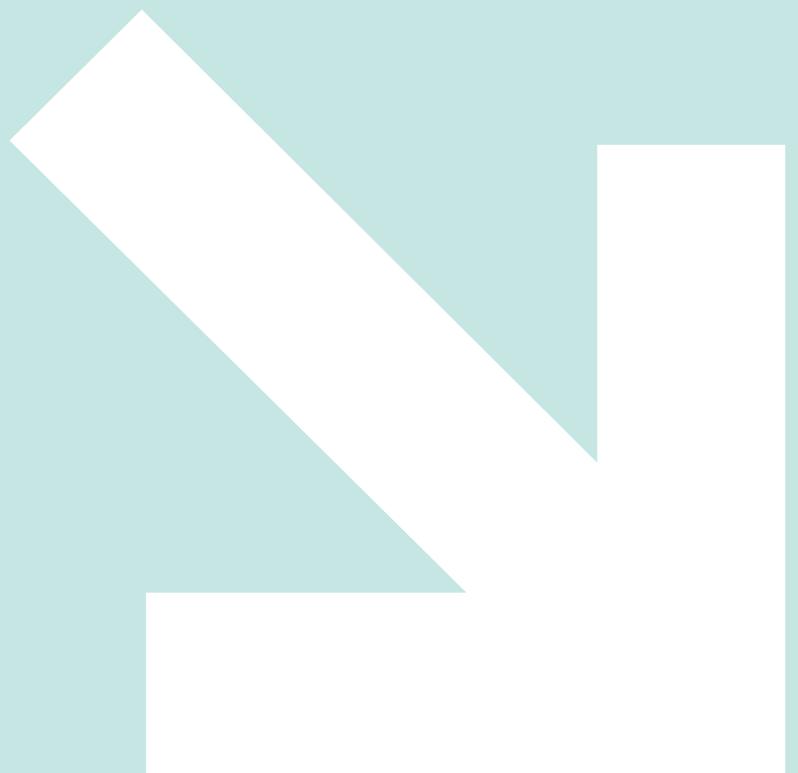
Fabrice Murat

Série Études

Document de travail n° 2024-E04  
Juin 2024



# Les inégalités sociales de compétences depuis 35 ans



Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance

61-65, rue Dutot  
75732 Paris Cedex 15

**Directrice de la publication**

Magda Tomasini

**Auteur**

Fabrice Murat

e-ISSN 2779-3532

# SOMMAIRE



➤ Synthèse .....	8
➤ Introduction .....	14
Pourquoi s'intéresser aux inégalités sociales de compétences ? .....	14
Quel type d'inégalités ? .....	16
Quelle réussite scolaire ? .....	17
Quel milieu social ? .....	19
Plan du document.....	21
➤ Un niveau élevé d'inégalités sociales de compétences à l'entrée en 6 <sup>e</sup> en 2022.....	22
Données de cadrage.....	22
Écarts selon la CS du responsable .....	23
Écarts selon l'IPS .....	24
Écarts selon la PCS ménage.....	26
Indicateur global d'inégalités sociales .....	26
Évolution des inégalités sociales entre 2017 et 2022 .....	28
Différences d'inégalités sociales entre garçons et filles .....	30
Écart selon la tonalité sociale du collègue.....	31
➤ Évolution des inégalités à l'entrée en 6 <sup>e</sup> ou en fin de CM2.....	33
Les évaluations diagnostiques à l'entrée en 6 <sup>e</sup> de 1989 à 2007 .....	33
Une estimation d'un « effet vacances » entre le CM2 et la 6 <sup>e</sup> .....	36
Les évaluations de compétences de bases en fin de CM2 de 2007 à 2012.....	37
Les évaluations Cedre en fin de CM2 .....	39
Dispositif Lire-Écrire-Compter 1987-2022 .....	41
➤ Les inégalités en cours d'école primaire .....	42
Les évaluations diagnostiques à l'entrée en CE2 de 1989 à 2006.....	42

Une estimation d'un « effet vacances » entre le CE1 et la CE2 .....	44
Les évaluations des panels à l'entrée en CP .....	44
Les évaluations Repères depuis 2018 .....	45
Évaluations en fin de CP-début de CE1 (1979).....	50
Les évaluations de l'Ined .....	51
<b>↳ Les inégalités au collège et au début du lycée .....</b>	<b>53</b>
Les évaluations PISA depuis 2000 .....	53
Les évaluations de compétences de bases en fin de 3 <sup>e</sup> de 2007 à 2012 .....	58
Les évaluations Cedre en fin de 3 <sup>e</sup> .....	59
Le diplôme national du brevet .....	61
L'évaluation en fin de 3 <sup>e</sup> de 1995 .....	64
Les évaluations à l'entrée en 2 <sup>nde</sup> .....	65
Évaluations en fin de 5 <sup>e</sup> en 1976.....	67
<b>↳ Quelques compléments.....</b>	<b>69</b>
Inégalités sociales avec d'autres variables que la PCS .....	69
Évolution des inégalités entre le début de 6 <sup>e</sup> et la fin de 3 <sup>e</sup> (étude de cohorte).....	70
Étude de la dispersion des résultats.....	76
Étude de la cohorte des entrants en 6 <sup>e</sup> de 2017 .....	83
Inégalités à la fin des études.....	85
<b>↳ Annexe 1 : compléments méthodologiques sur la mesure des inégalités.....</b>	<b>88</b>
Les différents indicateurs d'inégalités sociales de compétences .....	88
Décomposition de l'évolution des inégalités sociales.....	90
Comment étudier l'évolution des inégalités sociales au fil de la scolarité .....	93
La transmission partielle des inégalités sociale .....	97
<b>↳ Annexe 2 : différentes façons de présenter la PCS.....</b>	<b>98</b>
Agrégation de la nomenclature.....	98
Utilisation des deux PCS.....	101
Utilisation de l'IPS.....	103
La PCS ménage .....	104
Utilisation des indicateurs au niveau établissement .....	106

En conclusion.....	109
<b>↘ Annexe 3 : production et harmonisation des indicateurs.....</b>	<b>111</b>
Évaluations diagnostiques à l'entrée en 6 <sup>e</sup> de 1989 à 2007 .....	111
Évaluations diagnostiques à l'entrée en CE2 de 1989 à 2006 .....	113
Les anciennes évaluations de compétences .....	113
Évaluation en fin de 5 <sup>e</sup> en 1976.....	114
Évaluation en fin de CP en 1979 .....	116
Évaluation en fin de CM2 en 1983.....	120
Évaluation en fin de 2 <sup>nd</sup> e en 1986.....	121
Évaluations de l'Ined .....	123
Source des données PISA .....	124
Autres enquêtes.....	126
<b>↘ Annexe 4 : évolution de la PCS .....</b>	<b>127</b>
<b>↘ Annexe 5 : le responsable de l'élève .....</b>	<b>131</b>
<b>Références des publications de la DEPP.....</b>	<b>136</b>

## ↳ Synthèse

Si l'on sait depuis longtemps qu'il existe, dès l'enseignement primaire, des écarts de compétences très importants entre milieux sociaux notamment en français et en mathématiques, la publication des résultats de l'édition 2012 de l'enquête PISA a renouvelé l'intérêt de cette question, en montrant que la France se situait aux tout premiers rangs des pays les plus inégalitaires, en compréhension de l'écrit ou culture mathématique, et que la situation s'était dégradée depuis les premières éditions de cette enquête au début des années 2000. Etant donné l'importance des compétences non seulement pour permettre un parcours scolaire réussi, mais aussi pour une bonne insertion sur le marché du travail et dans la société en général, l'existence de ces fortes inégalités sociales est préoccupante. Le présent document va compléter le constat tiré de PISA, en utilisant des données à la fois plus récentes et plus anciennes et à d'autres niveaux de la scolarité. Dans la mesure du possible, nous avons travaillé sur les données individuelles pour harmoniser les résultats, mais nous sommes aussi référés aux publications antérieures de la DEPP, signalées au fil du texte ou en référence en fin de document (voir aussi l'annexe 3 pour des précisions sur les traitements des enquêtes les plus anciennes). Cette synthèse est le prolongement du travail de générations de concepteurs d'enquêtes et de statisticiens, ayant collecté et diffusé de nombreuses données sur les compétences des élèves<sup>1</sup>.

Dans l'introduction, les concepts et les outils pour étudier les inégalités sociales de compétences sont présentés en détail. Plusieurs annexes approfondissent encore ces analyses, en précisant les propriétés des indicateurs utilisés (annexe 1) et la mesure du milieu social, la profession des parents, sous la forme de la PCS, étant notre variable principale (annexes 2, 4 et 5), mais quelques éléments sont aussi donnés sur d'autres caractéristiques sociales (page 69). Nous allons résumer ici le reste du rapport, une *Note d'information* (n°24.21) présentant les mêmes résultats avec des indicateurs plus simples (voir page 74 pour une version un peu plus longue de cette note).

Il paraît naturel de commencer par PISA, dont la publication de l'édition de 2012 est sans doute un élément important dans les discussions sur les inégalités sociales. De plus, concernant les élèves de 15 ans, pour la plupart en fin de 2<sup>nde</sup>, cette enquête fournit une image des inégalités sociales à la fin de la scolarité obligatoire (et on a peu d'informations sur les inégalités sociales au-delà<sup>2</sup>). Rappelons que cette enquête a lieu tous les 3 ans depuis 2000, en compréhension de l'écrit, culture mathématique et culture scientifique, l'un des domaines faisant l'objet d'une attention particulière à chaque édition. A des fins de comparaison internationale, un indice de statut social, économique et culturel (SESC), qui synthétise un certain nombre d'informations sur la profession et le diplôme des parents, les conditions de vie (la présence de certaines possessions dans le ménage, comme des livres, un ordinateur, une voiture...) est utilisé pour caractériser le milieu social de l'élève. Ensuite, sur les données françaises, on utilisera plutôt la profession des parents pour caractériser le milieu familial, plus souvent présente dans les enquêtes du ministère de l'éducation nationale.

Pour les pays de l'OCDE, les inégalités sociales ont légèrement baissé sur l'ensemble de la période (**FIGURE 13** • page 54) : en 2000, le milieu social expliquait 15 % des écarts de scores dans les trois domaines<sup>3</sup> ; l'indicateur est plutôt de 14 % en 2022, en hausse par rapport à 2018 (autour de 12 %). En

---

<sup>1</sup> S'il serait trop long de remercier tous les acteurs de ces évaluations, citons au moins Thierry Rocher, qui est à l'origine de ce travail et a effectué une part importante du retraitement des données individuelles.

<sup>2</sup> On trouvera ici quelques éléments à partir des enquêtes concernant les adultes, en se restreignant aux jeunes (page 76).

<sup>3</sup> Cet indicateur, le  $R^2$ , rapporte l'écart moyen des scores entre catégories sociales à l'écart moyen entre élèves. Il varie entre 0 et 1 ; il vaut 0 quand les scores moyens par catégorie sont identiques ; il vaut 1 quand tous les élèves de chaque catégorie ont le même score si bien que l'on prédit alors

France, l'évolution est différente : en culture scientifique, les inégalités sociales ont dès le départ été assez élevées et ont peu évolué (le  $R^2$  oscille autour de 20 %) ; en compréhension de l'écrit les inégalités sociales étaient aussi élevées (20 % en 2000) et ont un peu baissé en restant au-dessus de la référence internationale (17 % en 2022) ; en mathématiques, les inégalités sociales étaient comparables aux autres pays en 2000 ( $R^2=15$  %) et ont sensiblement augmenté ensuite (plus de 20 % en 2018). Dans tous les cas, il importe de noter que les valeurs sont sensiblement éloignées de 100 % : certes, les inégalités sociales sont fortes, en France plus qu'ailleurs, mais les écarts entre élèves au sein des catégories sociales sont bien plus grands que les écarts entre catégories sociales. Il n'y a pas de déterminisme strict.

Cette information peut être complétée avec des indicateurs sur un autre moment clef de la scolarité des élèves : l'entrée au collège. Les écarts selon la profession du responsable sont forts, tant en mathématiques qu'en français (**TABLEAU 3 •** page 24) : les enfants de cadres supérieurs sont nettement au-dessus de la moyenne dans les deux cas (environ 70 points d'écart-type<sup>4</sup>), alors que les enfants d'ouvriers et surtout les enfants d'inactifs accusent un retard important, surtout en mathématiques (-22 points en mathématiques pour les enfants d'ouvriers contre -15 points en français ; respectivement -54 points et -41 points pour les enfants d'inactifs). Les enfants dont le responsable exerce une profession intermédiaire ont un avantage plus net en français qu'en mathématiques (31 points contre 24 points) et les enfants d'employés se trouvent à 9 points au-dessus de la moyenne en français, mais très proches de celle-ci en mathématiques.

Considérer les élèves par groupes de compétences permet de montrer la dispersion des résultats dans chaque catégorie sociale autour de la moyenne (**FIGURE 3 •** page 24). Ainsi, en 2022, à l'entrée en sixième, en français, 4 % des enfants de cadres supérieurs sont au plus bas niveau et 9 % au niveau suivant, contre respectivement 20 % et 23 % des enfants d'ouvriers et 34 % et 24 % des enfants d'inactifs. A l'inverse, presque 36 % des enfants de cadres supérieurs sont au plus haut niveau contre 10 % des enfants d'ouvriers et 6 % des enfants d'inactifs. Les écarts sont à peu près les mêmes en mathématiques.

Comme pour l'indice de PISA, on peut construire un indicateur ( $R^2$ ) rapportant les écarts de scores moyens entre catégories aux écarts entre les élèves (**TABLEAU 7 •** page 28). Avec la catégorie sociale (CS) du responsable, l'indicateur vaut 13,6 % en français et 13,5 % en mathématiques. C'est sensiblement moins que les valeurs présentées à partir de PISA, qui utilise une description plus fine de l'environnement social. La DEPP mène régulièrement des enquêtes spécifiques pour mieux connaître le parcours des élèves (les « panels d'élèves ») permettant de déterminer avec plus de précision le milieu social. Avec d'autres caractéristiques du ménage, comme le diplôme des parents ou la taille de la fratrie, le  $R^2$  approche de 25 %, un niveau supérieur à celui observé dans PISA (voir page 69). Utiliser l'indice de position sociale (IPS) pour caractériser la profession des parents de l'élève permet aussi d'améliorer la mesure du milieu social et conduit à augmenter l'indice d'inégalités (on atteint alors 17 %), notamment parce que cet indice utilise la profession des deux parents de l'élève et pas seulement celle du responsable. Cependant, pour les données les plus anciennes, il n'est pas possible de présenter des écarts de résultats selon cet indice non disponible au moment du recueil des données.

---

parfaitement, de façon déterministe, les résultats scolaires en connaissant le milieu social. Techniquement, on utilise souvent le  $R^2$  ajusté pour tenir compte du fait qu'en multipliant les caractéristiques explicatives, on améliore mécaniquement le modèle. Nous avons vérifié que le  $R^2$  brut était très proche du  $R^2$  ajusté.

<sup>4</sup> L'écart-type est la moyenne (quadratique) de l'écart de chaque élève à la moyenne. En général, deux tiers de la population se trouve entre un écart-type en dessous de la moyenne et un écart-type au-dessus. Un écart-type correspond à environ 3 années de progression au collège, en termes de compétences. Les notes aux examens sur 20 ont un écart-type de 4 ou 5 points.

L'évolution des inégalités sociales au fil de la scolarité est un peu différente en français et en mathématiques et la mesure est bien sûr tributaire de la qualité des évaluations utilisées, forcément différentes d'un niveau à l'autre. Nous allons faire ici la synthèse des résultats présentés dans les différents chapitres, en faisant la moyenne des  $R^2$  obtenus (voir la note d'information pour un exercice de synthèse similaire avec une autre présentation des résultats)<sup>5</sup>.

En français, les inégalités sociales apparaissent à l'entrée en CP (en moyennant les résultats des évaluations de 1997 et 2011, mais aussi de l'évaluation nationale en début de CP en 2018), déjà assez élevées (**TABLEAU 1 •**) : le  $R^2$  est de 9,0 %. Elles augmentent en début de CE2 (ensemble des évaluations nationales de 1990 à 2006) pour atteindre 11,4 % et encore un peu à l'entrée en 6<sup>e</sup> pour atteindre 12,9 % (ensemble des évaluations nationales de 1990 à 2006 puis de 2017 à 2022). A la fin du collège, en utilisant les résultats aux épreuves écrites du DNB (2002-2022), les inégalités sont moins marquées ( $R^2=9,9$  %). Ceci dit, la mesure en 3<sup>e</sup> est effectuée en fin d'année scolaire. Or, les inégalités sociales sont généralement moins marquées, à cette période de l'année, notamment grâce à l'action de l'école au cours de l'année scolaire, et augmentent sensiblement pendant les vacances d'été et donc dans les évaluations de rentrée, qui les suivent rapidement (voir pages 36 et 44 pour quelques résultats sur le sujet). D'autre part, tous les élèves ne passent pas le DNB, en particulier ceux de SEGPA, alors qu'ils sont concernés par l'évaluation de 6<sup>e</sup>. Les épreuves de français du DNB ont peut-être aussi un pouvoir discriminant plus limité que les évaluations standardisées. Tout cela peut expliquer le niveau un peu bas des inégalités sociales avec le DNB. En seconde, les inégalités retrouvent à peu près leur niveau de 6<sup>e</sup> (même un peu au-dessus en mathématiques), sur un champ sélectionné (sans les élèves orientés en CAP ou ayant arrêté leurs études après la 3<sup>e</sup>).

**TABLEAU 1 • Évolution des inégalités sociales ( $R^2$ ) au fil de la scolarité (CS du responsable)**

Niveau	Français	Mathématiques
CP	9,0	5,0
CE2	11,4	9,5
6 <sup>e</sup>	12,9	11,8
3 <sup>e</sup>	9,9	11,7
2 <sup>de</sup>	11,5	12,7

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat (Panels CP) et France, Public + Privé sous contrat (évaluation Repère CP)

France, Public + Privé sous contrat (CE2)

France, Public + Privé sous contrat (1990-2007) puis France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon (2017-2022), Public + Privé sous contrat (6e)

France, Public + Privé sous contrat (3e)

France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat (2de).

**Source :** panels d'élèves entrés en CP en 1997 et 2011, DEPP et évaluation Repères, DEPP (CP)

évaluation diagnostique de début de CE2, septembre 1990-2006, DEPP (CE2)

évaluation diagnostique de début de sixième, septembre 1990-2006, DEPP puis évaluation exhaustive de début de sixième, septembre 2017-2022, DEPP (6e)

application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP.

évaluation exhaustive de début de seconde, septembre 2018-2022, DEPP (2e)

En mathématiques, les inégalités sociales partent d'un niveau plus bas en CP (5,0 %), mais augmentent plus nettement au cours du primaire, pour atteindre à peu près le même niveau que les inégalités en

<sup>5</sup> Cette synthèse s'appuie sur les dispositifs les plus pérennes, avec une information de qualité sur la PCS. Ce document comporte aussi des informations à partir des enquêtes Cedre, dans d'autres disciplines que le français et les mathématiques (page 38 pour le CM2 et 58 pour la 3<sup>e</sup>), un dispositif d'évaluation des compétences de base entre 2007 et 2012 (page 36 pour le CM2 et page 56 pour la 3<sup>e</sup>), une série d'enquêtes menées 1987 en calcul et en orthographe en CM2 (page 40), ainsi que quelques enquêtes plus anciennes, notamment des évaluations effectuées par l'Ined en 1944 et 1965. Bien qu'assez complet, ce document ne prétend pas à l'exhaustivité, les enquêtes internationales ayant été par exemple peu exploitées, à l'exception de PISA. Une nouvelle version pourra sortir plus tard, enrichie de résultats complémentaires, en particulier avec des données plus récentes.

français (9,5 % en CE2 et 11,8 % en 6<sup>e</sup>) et restent stables en fin de collège ( $R^2=11,7$  %), avec les mêmes limitations dans l'interprétation que pour le français.

Pour étudier l'évolution des inégalités au collège, il est possible de calculer les indicateurs à différents niveaux de la scolarité, pour une même cohorte d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> en 2007 (**TABLEAU 43** • page 71). Cela confirme la stabilité des inégalités sociales en mathématiques et suggère qu'il en irait de même en français (et non une baisse). En effet, en mathématiques, le  $R^2$  passe de 11,2 % en début de 6<sup>e</sup> à 11,5 % en fin de 6<sup>e</sup> à des évaluations spécifiques au panel, puis 11,7 % à des évolutions comparables en fin de 3<sup>e</sup>, ce qui est proche du niveau d'inégalités sociales avec le DNB (11,8 %). En français, le  $R^2$  vaut au départ 10,8 % à l'évaluation nationale à l'entrée en 6<sup>e</sup> ; il passe à 11,1 % à un exercice spécifique en fin de 6<sup>e</sup> puis 11,0 % en fin de 3<sup>e</sup> à un exercice comparable, ce qui une fois encore est proche de ce que donne l'épreuve écrite du DNB dans ce domaine ( $R^2=10,8$  %).

Le panel 2007 a d'ailleurs l'intérêt de permettre des comparaisons plus fines entre la fin de 6<sup>e</sup> et le début de 3<sup>e</sup>, car les épreuves comportaient de nombreux items en communs et les résultats peuvent donc être mis sur la même échelle aux deux dates.

En mathématiques et en lexique scolaire, les écarts entre les enfants de cadres supérieurs et les enfants d'ouvriers augmentent (**TABLEAU 44** • page 72) : en mathématiques par exemple, les enfants de cadres supérieurs étaient en 6<sup>e</sup> à 58 % d'écart-type au-dessus de la moyenne et les enfants d'ouvriers à 30 % au-dessous (soit un écart de 88 % d'écart-type) ; en 3<sup>e</sup>, sur une échelle strictement comparable, les enfants de cadres supérieurs sont à 1,59 (ce qui veut dire qu'ils se trouvent en 3<sup>e</sup> à 159 % d'écart-type au-dessus de la moyenne de 6<sup>e</sup>), ce qui indique une progression d'environ 1 écart-type ; les enfants d'ouvriers ont un score de 0,49, soit une progression de seulement 0,79 écart-type. L'écart entre les deux groupes sociaux s'accroît à cause de cette différence de progression (il passe de 0,88 à 1,10).

La différence entre la stabilité des inégalités relatives et l'augmentation en scores absolus comparables aux deux dates, tient à l'augmentation de la dispersion : sur l'échelle comparable en 6<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup>, l'écart-type passe de 1 (valeur fixée en 6<sup>e</sup>) à 1,24 en 3<sup>e</sup> en mathématiques. Les écarts entre les meilleurs et les moins bons se sont accrus ; autrement dit, les élèves les plus compétents au départ, progressent plus que les moins compétents.

Une autre façon de présenter les inégalités est de classer les élèves en 5 groupes égaux par ordre croissant de compétences et de croiser le milieu social avec ce classement. L'interprétation est cohérente avec l'analyse en valeur relative (**FIGURE 20** • page 73) : la tendance est plutôt à la stabilité : en fin de 6<sup>e</sup>, 30 % des enfants d'ouvriers sont dans le quintile des moins performants et 11 % dans celui des plus performants, contre respectivement 7 % et 38 % pour les enfants de cadres supérieurs ; ces chiffres sont quasi identiques en fin de 3<sup>e</sup> (seule évolution, au point près, la part des enfants de cadres dans le quintile le plus bas passe de 7 % à 6 %).

En résumé, les écarts sociaux relatifs ou en termes de classement sont proches en fin de 3<sup>e</sup> et en fin de 6<sup>e</sup>. La part des élèves en difficultés parmi les enfants d'ouvriers est identique, de même que la part des élèves les plus performants. Mais en valeur absolue, l'écart entre les élèves en difficultés et les meilleurs s'accroît, car les seconds progressent plus que les premiers : les élèves du premier quintile en 6<sup>e</sup> ont un score de -1,35 contre 1,41 pour les élèves du quintile des meilleurs ; en 3<sup>e</sup>, les élèves du premier quintile (souvent ceux qui se trouvaient déjà à ce niveau en 6<sup>e</sup>) ont un score de -0,77 (le collège a permis de hausse de 0,58 le score des moins performants), alors que le score du cinquième quintile est de 2,64 (soit une progression de 1,23 écart-type au cours du collège). Comme les enfants d'ouvriers sont surreprésentés parmi les élèves en difficultés, et les enfants de cadres parmi les meilleurs élèves, l'écart entre ces deux groupes sociaux va croître en valeur absolue, même si ces surreprésentations n'évoluent pas.

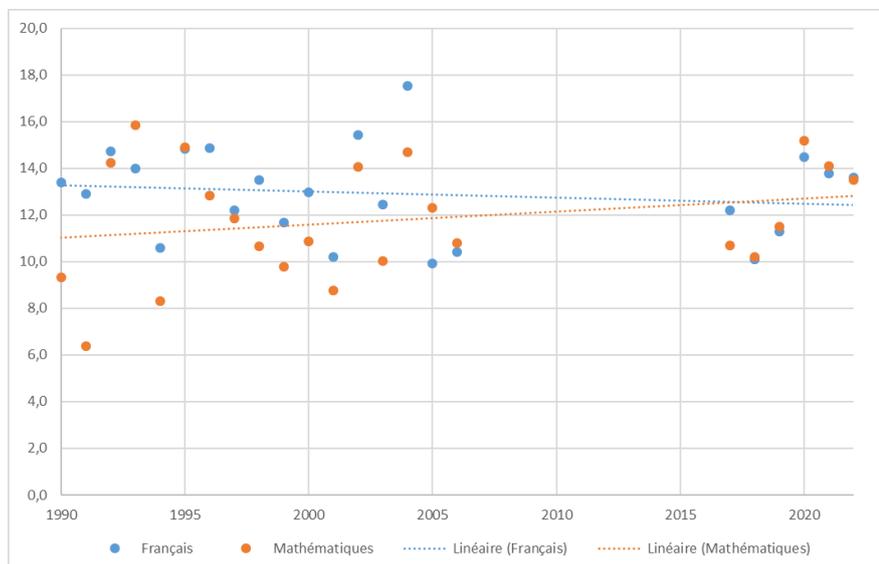
Un cycle d'évaluations nationales à l'entrée en 6<sup>e</sup> a été mis en place entre 1989 et 2007 (les deux années extrêmes n'ont pas fait l'objet d'une remontée nationale) et un autre a été lancé à la rentrée 2017. Si la comparabilité entre années pour ce dernier cycle est assurée, elle est plus problématique

avec le premier cycle et même entre années de ce premier cycle (d'autant plus que dans ce cas, les données ne sont disponibles que sur des échantillons de quelques milliers d'élèves par année). Cependant, considérer les inégalités sociales mesurées par le  $R^2$  sur l'ensemble des points donne une image assez claire de l'évolution des inégalités à la fin de l'école primaire et au début du collège (**FIGURE 1 •**) : les  $R^2$  se répartissent sans tendance particulière autour d'une valeur de 12 % environ, suggérant une forte stabilité des inégalités sociales sur la période. Si les fluctuations annuelles de 1990 à 2006 sont probablement dues aux tailles assez limitées des échantillons, à partir de 2017, comme les données sont exhaustives, on peut chercher à interpréter l'évolution des indicateurs et la hausse marquée à la rentrée 2020 peut être mise en relation avec la crise sanitaire qui l'a précédée. Les inégalités sociales diminuent un peu lors des deux années suivantes.

Les épreuves d'une DNB ne sont pas comparables d'une année sur l'autre, mais les écarts relatifs mesurés par le  $R^2$  sont sans doute moins sensibles que les résultats moyens à ce problème. Il est donc possible d'étudier avec cette source l'évolution des inégalités sociales à la fin du collège. Contrairement à ce qui a été observé en début de collège, mais en accord avec le constat tiré des enquêtes PISA, les inégalités ont augmenté entre 2002 et 2022, en particulier en mathématiques (**FIGURE 2 •**) : le  $R^2$  est passé d'environ 10 % à plus de 14 % en 2022.

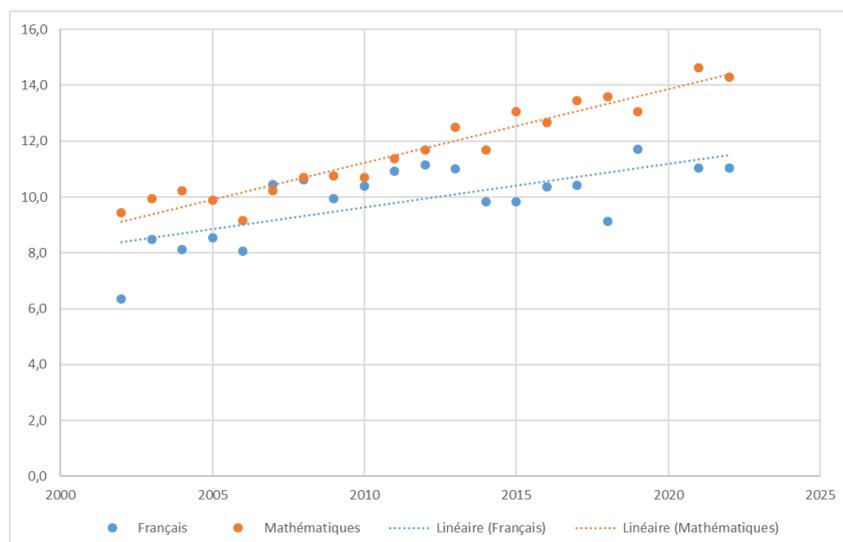
Comparer les deux évolutions doit se faire en ayant en tête un décalage de 4 ans entre les cohortes : les élèves de 6<sup>e</sup> à la rentrée 2007 ont passé majoritairement le DNB en juin 2011 (ou en 2012 pour ceux ayant redoublé au cours du collège). On aboutit alors à un résultat très proche de celui avec le panel 2007 : le  $R^2$  en mathématiques était de 10,8 % à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2006 ; il était de 10,7 % pour le DNB 2010, soit une stagnation cohérente avec celle observée avec la panel 2007, exactement sur les mêmes élèves. Le constat est identique en français (le  $R^2$  est de 10,4 % tant en début de 6<sup>e</sup> en 2006 qu'au DNB de 2010).

**FIGURE 1 • Évolution des inégalités sociales ( $R^2$ ) à l'entrée en 6<sup>e</sup>**



**Champ :** France, Public + Privé sous contrat (1990-2007) puis France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon (2017-2022), Public + Privé sous contrat (6<sup>e</sup>)  
**Source :** évaluation diagnostique de début de sixième, Septembre 1990-2006, puis évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2017-2022, DEPP.

**FIGURE 2 • Évolution des inégalités sociales ( $R^2$ ) à la fin du collège**



**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP.

La même comparaison livre des conclusions différentes pour la période récente : alors que le  $R^2$  en mathématiques était de 10,7 % en début de 6<sup>e</sup> en 2017, il était de 14,7 % au DNB en juin 2021, augmentation sensible, sans doute en partie due à la crise sanitaire. Ceci dit, le phénomène est moins net en français : le  $R^2$  passe de 12,2 % à 11,3 %. Il est possible de confirmer ces résultats en travaillant sur les 750 000 élèves ayant passé à la fois l'évaluation à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2017 et le DNB (en 2021 ou 2022). Les valeurs diffèrent très peu : le  $R^2$  passe de 10,1 % à 14,5% entre la 6<sup>e</sup> et le DNB en mathématiques et de 11,4 % à 10,5 % en français. Par ailleurs, la valeur de 11,4 % sur cette population sélectionnée en début de 6<sup>e</sup> comparée au 12,2 % sur l'ensemble des élèves de 6<sup>e</sup> donne une estimation, donc d'un peu moins d'un point, de l'effet de sélection dû au fait que tous les élèves ne passent pas le DNB. L'effet est sans doute plus fort, car les élèves n'ayant pas passé le DNB, déjà moins performants en début de 6<sup>e</sup> ont sans doute moins progressé que les autres au collège.

Des analyses similaires peuvent être menées sur 570 000 élèves pour lesquels on dispose des résultats en mathématiques et en français en début de 6<sup>e</sup> en 2017 et en début de 2<sup>e</sup> en 2021 ou 2022. Les  $R^2$  à l'entrée en 6<sup>e</sup> sont plus faibles que sur l'ensemble des élèves de 6<sup>e</sup> : 8,5 % en mathématiques et 9,6 % en français (contre 10,7 % et 12,2 %). Cela donne une idée de l'effet de sélection, là encore plutôt minoré, dû à l'absence des apprentis et des élèves de CAP et des jeunes arrêtant leurs études après la 3<sup>e</sup>. Les  $R^2$  pour les élèves passant en second cycle long en début de 2<sup>nd</sup>e sont plus élevés : 12,6 % en mathématiques et 11,1 % en français, indiquant un accroissement net des inégalités sociales en mathématiques (+4 points), mais aussi non négligeable en français (+1,5 point).

En résumé, si d'un point de vue structurel, une grande partie des inégalités sociales existent dès le début de la scolarité et progressent au cours de l'enseignement primaire, surtout en mathématiques ; elles évoluent assez peu au cours du collège. Cependant, ce constat a un peu changé au fil du temps et, les inégalités sociales restant stables à l'entrée en 6<sup>e</sup>, la scolarité dans le second degré génère de plus en plus d'inégalités sociales, en particulier en mathématiques.

## ➤ Introduction

Alors que l'égalité des chances à l'école, indispensable pour assurer la mobilité sociale, est un objectif prioritaire de tout système éducatif moderne, régulièrement réaffirmé dans le débat public<sup>6</sup>, les analyses théoriques, les données statistiques et les études de terrain montrent qu'il existe encore des écarts importants de réussite et de parcours scolaires, en fonction du milieu familial. Sur cette question, à côté de la description des divergences précoces dans la scolarité (des redoublements plus fréquents dans les milieux populaires, des orientations vers les filières les moins souhaitées, plus de décrochage, une durée moins longue des études), une place de plus en plus importante est accordée aux écarts sociaux de compétences, notamment en français et en mathématiques.

### Pourquoi s'intéresser aux inégalités sociales de compétences ?

Trois types d'arguments peuvent expliquer l'intérêt pour les inégalités sociales de compétences. D'une part, les résultats récents concernant l'équité du système éducatif français sont particulièrement inquiétants. Les inégalités sociales de compétences ont de tout temps existé, nous le verrons, mais plusieurs études ont montré qu'en la matière, la France se trouvait dans une position bien moins bonne que la plupart des pays de l'OCDE et que la situation se dégradait. La prise de conscience à ce sujet peut être datée de la publication des résultats de PISA 2012, très préoccupants sur la question des inégalités sociales et largement repris dans la presse<sup>7</sup> après des résultats en 2009 qui avaient déjà fait réagir des chercheurs (Meuret et Lambert, 2011). Ces résultats ont été confirmés par des analyses sur des enquêtes françaises (Rocher, 2015a). Un constat aussi négatif conduit logiquement à s'interroger sur les causes et les conséquences d'une telle situation et à chercher des données plus fines pour établir un diagnostic précis.

D'autre part, l'intérêt pour les évaluations de compétences renvoie à une tendance plus globale dans les recherches sur l'éducation. Pendant longtemps, c'est l'analyse du parcours scolaire et des diplômes atteints qui a été privilégiée dans la sociologie de l'éducation<sup>8</sup>. Dans cette perspective, les travaux sur l'enquête Formation et Qualification Professionnelle ou sur l'enquête Emploi, notamment, ont permis de décrire l'évolution des inégalités d'accès aux différents diplômes au cours du XX<sup>e</sup> siècle. Ils ont montré une réduction des inégalités de parcours scolaire selon la profession des parents (moins nette pour les années récentes). Cette amélioration a cependant été contestée, du fait qu'elle est en grande partie le résultat de l'élargissement de l'accès au baccalauréat et à l'enseignement supérieur : les inégalités sociales se seraient en fait simplement déplacées d'un niveau

---

<sup>6</sup> Voir par exemple le récent avis du Conseil national des politiques de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale : « Égalité des chances - Vers un système éducatif plus vertueux pour renforcer l'égalité des chances des plus modestes, juin 2022 », juin 2022, <https://www.cnle.gouv.fr/avis-egalite-des-chances.html>.

<sup>7</sup> « Pisa 2012 : à l'école des inégalités sociales françaises », Nouvel Observateur, 02/12/2013, <https://www.nouvelobs.com/education/20131202.OBS7859/pisa-2012-a-l-ecole-des-inegalites-sociales-francaises.html> ; « Classement PISA : la France championne des inégalités scolaires », Le Monde, 03/12/2013, [https://www.lemonde.fr/ecole-primaire-et-secondaire/article/2013/12/03/classement-pisa-la-france-championne-des-inegalites-scolaires\\_3524389\\_1473688.html](https://www.lemonde.fr/ecole-primaire-et-secondaire/article/2013/12/03/classement-pisa-la-france-championne-des-inegalites-scolaires_3524389_1473688.html) ; « La France délaisse ses élèves les plus faibles », Le Figaro, 03/12/2023, <https://www.lefigaro.fr/actualite-france/2013/12/03/01016-20131203ARTFIG00346-la-france-delaisses-les-les-plus-faibles.php> ; « Pisa 2012 : "En France, les inégalités scolaires sont particulièrement marquées" », L'Express, 03/12/2023, [https://www.lexpress.fr/societe/education/pisa-2012-en-france-les-inegalites-scolaires-sont-particulierement-marquees\\_1304368.html](https://www.lexpress.fr/societe/education/pisa-2012-en-france-les-inegalites-scolaires-sont-particulierement-marquees_1304368.html).

<sup>8</sup> Voir (Murat, 2021) pour plus d'éléments sur les liens entre études fondées sur le parcours scolaire et études fondées sur les compétences.

scolaire au niveau suivant. De plus, à niveau d'études donné, des écarts importants de recrutement social existent encore entre les différentes filières (au niveau de la terminale, notamment).

Par ailleurs, les indicateurs fondés sur les parcours scolaires ne peuvent rendre compte parfaitement du fonctionnement de l'école. Ainsi, comme le souligne Thélot (1992), la forte augmentation du niveau d'études au cours du XX<sup>e</sup> siècle a provoqué des interrogations, souvent inquiètes, sur la valeur des diplômes, voire, plus globalement, sur le niveau des élèves. Cela explique le développement à partir de la fin des années 1980 (nous donnerons quelques exemples d'opérations antérieures, mais nous avons pris pour notre titre 1989 en année de référence, car la mise en place des premières évaluations exhaustives en CE2 et 6<sup>e</sup> a marqué un certain tournant), des évaluations de compétences, de plus en plus nombreuses (Rocher et Trosseille, 2015).

D'un point de vue empirique, le lien entre inégalités de parcours scolaires et inégalités de compétences a d'ailleurs très vite été interrogé. La perspective longitudinale est pour cela essentielle. Le premier panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup>, organisé par l'Ined au début des années 1960, a montré que les inégalités sociales d'orientation, à l'époque très précoces, ne pouvaient s'expliquer entièrement par des écarts de niveaux scolaires (Girard et Bastide, 1963). Les panels suivants, pilotés par les services statistiques du ministère de l'éducation nationale, ont permis d'affiner et de suivre l'évolution des inégalités sociales au collège, mais aussi à l'école primaire ou dans l'enseignement supérieur (Caille, 2017).

Cela nous conduit à un troisième argument en faveur de l'étude des inégalités sociales de compétences. Elles occupent une place importante dans les réflexions théoriques sur le système éducatif, en particulier en termes d'équité. En effet, avant de construire des indicateurs et de faire des analyses empiriques sur l'équité, il convient d'avoir une définition précise de ce concept et de réfléchir à ce qu'est un système éducatif juste (Demeuse et Baye, 2005 ; Crahay, 2012). C'est une question abondamment débattue en sociologie et en économie, qui n'amène pas une réponse univoque, la place des inégalités de compétences dans ce débat étant justement très importante.

Les travaux cités distinguent différents niveaux dans les objectifs en termes d'équité :

- Le premier niveau, qualifié de niveau 0, l'approche « libertarienne », n'accorde justement, dans sa version extrême, aucune place à l'équité et justifie les inégalités par l'ordre « naturel ». La liberté est érigée en principe fondamental et toute entrave, même dans le but de favoriser les plus démunis, est considérée comme condamnable. On peut aussi retrouver la référence à l'ordre naturel dans la justification du système très déterministe qui a prévalu pendant longtemps, justifiant l'appropriation de l'éducation par les plus favorisés, celle-ci étant considérée comme inutile, voire nuisible, pour les enfants de paysans.
- L'égalité des chances ou d'accès, qui s'est développée tout au long du XX<sup>e</sup> siècle, introduit davantage de mobilité dans le fonctionnement du système éducatif. Elle considère que tout enfant, quelle que soit son origine sociale, doit pouvoir entrer dans n'importe quelle formation, s'il le « mérite ». Dans ce cadre, deux types d'inégalités sont tolérés : les inégalités d'aptitudes dont l'école n'est pas responsable et l'existence de différents types de formation, inégalement prestigieux. En revanche, il est souhaitable qu'à niveau initial de compétences et de motivation donné, il n'y ait pas de différence selon le milieu social.
- L'égalité de traitement remet en cause l'existence de différentes filières de formation et prône un tronc commun le plus long possible, où tous les élèves ont l'occasion d'acquérir les compétences essentielles. L'existence de différences initiales et finales est admise si les élèves ont eu les mêmes conditions d'enseignement.
- L'égalité de résultats recherche une égalisation des résultats à la fin de la scolarité, au moins sur les compétences essentielles. S'il existe des différences d'aptitudes au départ,

les conditions d'enseignement doivent s'adapter pour les compenser, ce qui justifie la « discrimination positive ».

- Enfin, on peut évoquer une égalité de réalisation, qui rejette les inégalités en termes de compétences complexes, encore acceptées dans l'approche précédente, et considère simplement que les élèves doivent finir leurs études avec des profils de compétences différents, sans chercher à les hiérarchiser.

Dans ce cadre, les inégalités de compétences ont une place importante, mais pas toujours identique. Dans les dernières approches, elles sont au cœur de l'évaluation du système éducatif, en particulier à la fin de la scolarité, pour juger si les écarts entre élèves ont pu être contenus. Dans les deux approches précédentes, c'est plutôt leur mesure au début de la scolarité qui importe, pour étudier les parcours scolaires ultérieurs, et les travaux sur données longitudinales mentionnées plus haut s'inscrivent dans cette perspective<sup>9</sup>.

## Quel type d'inégalités ?

Dans l'exposé succinct des théories de la justice relative au domaine de l'éducation, nous avons parfois parlé d'inégalités de compétences, parfois d'inégalités sociales. Il convient de bien clarifier les différents concepts, qui entretiennent des liens forts, mais justement ne se recouvrent pas (Baye, 2005) :

- Les inégalités de milieu social entre élèves
- Les inégalités de réussite scolaire
- Les inégalités sociales de réussite scolaire

Avant d'aborder les inégalités sociales à l'école, il convient généralement de présenter comme données de contexte, les écarts selon le critère social utilisé : répartition des élèves selon la profession ou le diplôme des parents, indicateurs d'inégalités sur le revenu (indice de Gini par exemple), etc. Les inégalités sociales de réussite scolaire que l'on mettra en évidence n'auront pas le même impact sur une population centrée autour de sa moyenne et sur une population très polarisée, avec de fortes proportions d'élèves très défavorisés et très favorisés socialement.

Par ailleurs, les inégalités de réussite scolaire sont un enjeu important, à considérer indépendamment de la question sociale. Quelle est l'ampleur des écarts entre les plus forts et les moins forts ? C'est une question qui décrit, autant que le niveau moyen, l'état du système éducatif. Des indicateurs comme l'écart-type ou l'écart entre différents quantiles (les 25 % ou les 10 % les meilleurs / les 25 % ou les 10 % les moins bons) permettent de répondre à cette question. Cependant, plus encore que pour les inégalités sociales, il paraît intéressant de se centrer sur les moins compétents. En effet, la confrontation entre les extrêmes n'a pas le même sens quand on considère les compétences et quand on considère les revenus, par exemple. Dans les deux cas, il paraît prioritaire de limiter la part de la population au bas de la distribution, les élèves en difficulté ou les ménages pauvres. En revanche, les deux perspectives peuvent diverger sur le haut de la distribution. Une proportion élevée de ménages très riches peut poser problème, d'une part, parce que cela crée des clivages importants dans la société, par les différences de réalisation que ces écarts de revenus impliquent, et d'autre part, parce qu'il est envisageable de transférer une partie des richesses des plus aisés vers les plus pauvres (principe de base de la redistribution). La question de la « légitimité » des hauts revenus et des hauts patrimoines peut aussi être posée. Pour les compétences, la situation est différente : l'existence de personnes très compétentes peut être difficilement vue comme un problème ; il est aussi difficile d'imaginer un mécanisme de redistribution des compétences, des meilleurs vers les moins bons. Dans le débat public sur l'éducation, cela conduit à une situation « repoussoir » en matière de lutte contre les inégalités : le « nivellement par le bas ». Il est en effet assez clair qu'un

---

<sup>9</sup> Pour une vision un peu critique de cette approche, réaffirmant l'importance des inégalités de compétences tout au long de la scolarité, voir (Broccolichi et Sinthon, 2011).

système éducatif qui réduirait les inégalités de compétences en maintenant les moins bons au même niveau et en abaissant le niveau des meilleurs, n'aurait pas véritablement progressé. Il est donc indispensable à côté des indicateurs globaux de dispersion, comme l'écart-type, de considérer ce qui se passe aux extrémités de la distribution et surtout pour les plus en difficulté.

Le troisième concept, inégalités sociales de réussite scolaire, croise les deux premiers pour montrer comment le milieu social d'origine joue sur les écarts de réussite scolaire. Il existe une grande variété d'indicateurs, selon la façon dont on veut prendre en compte les inégalités préalables de milieu social et les inégalités d'ensemble de réussite scolaire. Nous allons distinguer deux types d'indicateurs (on trouvera une discussion plus détaillée en annexe) :

- Les inégalités sociales brutes de réussite scolaire sont une première façon de confronter le milieu social à la réussite scolaire. La méthode la plus simple, si le milieu social est caractérisé de façon « qualitative », comme par la profession des parents, est de calculer les résultats moyens dans les différentes catégories et de présenter l'écart entre les catégories extrêmes en termes de milieu social (s'il est hiérarchisé) ou en termes de réussite. Si le milieu social est présenté sous forme « quantitative », comme le revenu ou les indices souvent utilisés dans l'enquête PISA, on calculera l'écart de résultats scolaires provoqué par une augmentation d'une unité de cette variable sociale.
- Les inégalités sociales relatives de réussite scolaire vont relativiser les inégalités brutes par les inégalités de réussite globales (en annexe, on discute du contrôle des inégalités de milieu social). Il s'agit de voir quelle part de la dispersion globale des résultats s'explique par les écarts sociaux. Pour un milieu social quantitatif, l'indicateur classique est le coefficient de corrélation ( $R$ ) ou le coefficient de détermination, son carré ( $R^2$ ). Pour un milieu social qualitatif, différents indicateurs sont possibles : l'un consiste à faire la moyenne (quadratique) des écarts de scores entre chaque catégorie sociale et la moyenne globale (« variance inter » entre catégories) et à diviser cet indicateur par la variance totale au niveau individuel. Cet indicateur, compris entre 0 et 1, correspond du coefficient de détermination du cas quantitatif et est aussi appelé  $R^2$ .

## Quelle réussite scolaire ?

Dans la partie précédente, nous avons discuté les différentes notions d'égalités en restant très général dans la dénomination du milieu social et de la réussite scolaire. Il convient de préciser ici ce que l'on mettra derrière ces notions.

Ce rapport sera consacré aux inégalités sociales de **compétences**. Les inégalités sociales de parcours scolaire, aussi abondamment traitées par la DEPP, feront l'objet d'un autre travail, incluant la confrontation des deux types d'inégalités. Dans cette première version du document de travail, vu la richesse des données disponibles, nous nous sommes principalement limitées aux inégalités en français et en mathématiques, les incursions dans les autres domaines restant limitées. L'objectif est en effet, sur ces deux domaines, les plus souvent traités, d'établir une double série de résultats :

- Comment les inégalités sociales évoluent-elles entre le début de la scolarité et la fin des études ?
- A un niveau de scolarité donné (la 6<sup>e</sup>, la 3<sup>e</sup>, notamment), comment les inégalités sociales ont-elles évolué au fil du temps ?

Au besoin, nous évoquerons aussi d'autres questions importantes : la sensibilité des résultats à la nature de l'évaluation utilisée (contrôle continu, note à un examen, résultat à une évaluation standardisée), la place dans l'année scolaire de l'évaluation (les inégalités sociales ne sont pas comparables entre le début et la fin de l'année scolaire, avec une influence probable des vacances d'été sur les compétences).

Ce rapport va présenter des résultats pour plusieurs dizaines d'évaluation différentes. Il faut tenir compte de la nature spécifique de ces informations (Rocher, 2015b). Les épreuves sont très rarement les mêmes, n'ont pas forcément la même difficulté et le processus d'ancrage permettant de placer les résultats de différentes évaluations sur la même échelle, grâce à des items communs, n'est pas toujours possible. Rappelons aussi que les scores aux évaluations sont sur des échelles en grande partie arbitraires : quand ce sont de simples taux de réussite, ils dépendent de la difficulté de l'épreuve ; quand ce sont des scores issus des modèles de réponse à l'item, permettant d'ancrer des épreuves en partie différentes, la moyenne et l'écart-type sont fixées à des valeurs arbitraires (moyenne de 100, écart-type de 15 pour des tests de QI ; respectivement 250-100 pour l'enquête PIAAC sur les compétences des adultes ; 500-100 pour les enquêtes internationales comme PISA ou TIMSS ; 250-50 pour le dispositif Cedre). La comparaison des moyennes brutes entre des échelles aussi diverses est impossible. En revanche, on admet généralement que les écarts peuvent être comparés, après avoir été **standardisés**. On va, par une simple règle de trois, fixer la moyenne des évaluations que l'on veut comparer à 0 et l'écart-type à 1. Par rapport aux concepts que nous avons évoqués plus haut, cela revient à s'intéresser uniquement aux inégalités sociales *relatives* de réussite scolaire.

Prenons l'exemple de l'indicateur le plus simple, le  $d$  de Cohen (Cohen, 1992). Si l'on souhaite comparer deux groupes (les garçons et les filles, les favorisés et les défavorisés), on calcule l'écart entre les scores moyens des deux groupes et on divise par l'écart-type. L'écart est ainsi exprimé en pourcentage d'écart-type ou en points d'écart-type. Un écart inférieur à 10 % d'écart-type est généralement considéré comme faible (mais il peut être statistiquement significatif), à 20 %, il commence à être important. Bien sûr, l'interprétation doit dépendre des données comparées : un écart de 10 points d'écart-type entre deux groupes sociaux peut être jugé comme trop élevé, en termes de justice sociale ; à l'inverse, un effet de 10 points d'écart-type pour un dispositif de remédiation assez coûteux pourrait être jugé un peu décevant.

Le caractère relatif de cet indicateur apparaît si l'on compare deux populations, qui ont exactement le même  $d$  de Cohen, par exemple, 0,2, mais sont très différentes en termes de dispersions brutes, par exemple l'une ayant un écart-type de 80 sur l'échelle de PISA et l'autre 120 : dans le premier cas, l'écart brut entre les groupes est de 16 points, dans le second cas 24 points, différence non négligeable. D'une certaine façon, utiliser le  $d$  de Cohen et plus généralement prendre des indicateurs relatifs revient à travailler sur des classements, ce qui est intéressant, mais ne se substitue pas à l'étude des inégalités brutes. Imaginons une population avec 50 élèves favorisés ayant tous un score de 100 et 50 élèves défavorisés ayant un score de 0 ; l'écart-type est alors de 50<sup>10</sup> et le  $d$  de Cohen de 2. Supposons que le score des élèves défavorisés passe à 80 et celui des élèves favorisés à 120 (toujours en supposant les deux groupes complètement distincts) ; l'écart-type chute à 20 et le  $d$  de Cohen reste à 2. On peut se réjouir de la réduction de l'écart brut entre les favorisés et les défavorisés (de 100 points à 40), mais indiquer que les inégalités relatives n'ont pas bougé a aussi un sens : par exemple, si seule la meilleure moitié de la population peut poursuivre ses études, il n'y a aura aucun changement pour les élèves défavorisés sur ce point<sup>11</sup>.

---

<sup>10</sup> La moyenne est de 50 et l'écart-type vaut  $\sigma = \sqrt{\frac{1}{100}(\sum_{i=1}^{50}(100 - 50) + \sum_{i=1}^{50}(0 - 50))} = 50$ .

<sup>11</sup> Notons cependant que la standardisation ici proposée ne revient pas exactement à raisonner en classement. Pour le montrer, modifions un peu l'exemple fictif ci-dessus, en supposant que 5 élèves défavorisés ont un score de 20 et 5 élèves favorisés ont un score de 10. Dans ce cas, les scores moyens sont de 2 pour les défavorisés et 91 pour les favorisés, soit un écart de 89 points ; la moyenne est de 46,5 et l'écart-type avec un calcul un peu plus compliqué qu'à la note 10 est de 48,61. Supposons comme seule évolution que le score des 5 défavorisés performants passe à 80. Le score moyen de l'ensemble des défavorisés passe à 8, celui des favorisés ne bouge pas et le score d'ensemble passe à 49,5. L'écart-type reste quasi stable (48,73). Dans ce cas les approches brutes et relatives sont

Cet exemple illustre que si les inégalités sociales relatives sont intéressantes, les inégalités brutes apportent aussi une information cruciale. C'est surtout le souhait de comparer les enquêtes les unes avec les autres, alors qu'elles sont sur des échelles différentes, qui nous contraint à privilégier l'approche relative. Nous chercherons cependant à donner quelques éléments sur les inégalités brutes, quand ce sera possible. Ceci dit, de façon générale, les situations que nous allons mettre en évidence sont tout de même assez éloignées de l'exemple caricatural que nous venons de présenter et les deux approches sont très convergentes. Ceci plaide cependant pour une meilleure connaissance des inégalités de réussite (dispersion des scores) et de la façon dont elles évoluent au fil de la scolarité et au fil du temps.

## Quel milieu social ?

Dans la mesure des inégalités sociales de réussite scolaire, il faut aussi clarifier ce que l'on entend par « inégalités sociales ». Quelles sont les caractéristiques selon lesquelles les résultats scolaires vont être étudiés ? Le choix va dépendre de principes théoriques, mais aussi de la disponibilité des données (bien sûr la décision d'introduire telle information dans un questionnaire repose en partie sur les recherches sociologiques et économiques dominantes au moment de l'enquête).

Les premières études, prolongeant les analyses sur la mobilité sociale, ont beaucoup porté sur la profession des parents (du père en particulier). Cet angle d'analyse demeure très fréquent, sans doute parce que c'est une information assez facile à récupérer (même par les élèves) et qui se trouve dans les systèmes d'information du ministère de l'éducation nationale. Cependant, la recherche d'un indicateur de « capital culturel » a vite conduit à introduire le diplôme des parents dans les analyses évoquées plus haut et celui-ci est apparu souvent comme plus lié que la profession des parents au parcours scolaire des enfants. Par la suite, c'est le « capital économique », mesuré par le revenu du ménage, qui a été confronté aux résultats scolaires (Goux, Maurin, 2000). Par nécessité ou par choix, les enquêtes auprès des élèves utilisent parfois d'autres indicateurs que le diplôme des parents ou le revenu du ménage pour mesurer le milieu social : en effet, les élèves ne connaissent pas forcément ces informations de façon très fiable. L'enquête PISA par exemple fonde une grande partie de sa mesure du milieu familial sur des questions relatives à la possession de différents biens (voitures, télévisions, ordinateurs, livres, etc.). Dans ce cadre, le nombre de livres dans le logement apparaît comme l'une des variables les plus liées aux résultats scolaires et elle est maintenant souvent incluse dans les enquêtes relatives à l'éducation (PISA, PIAAC, les panels d'élèves de la DEPP). Il faut bien sûr l'interpréter avec précaution et si le fait d'avoir des livres à disposition à la maison peut être un atout en propre pour la réussite scolaire, c'est sans doute surtout le signe d'un certain niveau de revenus (pour acheter et stocker les livres) et d'un certain niveau culturel (s'exprimant dans le choix de cette dépense).

Dans ce document, encore une fois pour des raisons de disponibilité et de lisibilité, nous allons presque toujours nous limiter à la forme la plus « classique » de description du milieu social : la profession des parents. C'est en effet une information qui est disponible depuis longtemps, dans la plupart des systèmes d'information et des enquêtes, ce qui est un atout majeur dans notre perspective comparative.

Cependant, après ce choix, il y a encore plusieurs questions à traiter. Premièrement, la profession est connue dans une nomenclature, dénommée PCS (Profession et catégorie sociale), dont les principes,

---

convergentes et favorables : baisse de l'écart brut de 89 à 83 points, baisse de l'écart relatif de 1,83 à 1,70. Or en termes de classement, il n'y a eu aucun changement.

Pour travailler en classement, il faut utiliser une autre forme de standardisation : par exemple, découper chaque population en 100 groupes égaux, par ordre croissant de score et attribuer un score de 1 au premier, 2 au deuxième, etc. La mise en œuvre de cette méthode sur les données du panel 2007 donne des résultats très proches des scores standardisés (voir page 61)

spécifiques à la statistique française, sont un peu différents des autres nomenclatures utilisées au niveau international (code ISCO, par exemple). Une annexe consacrée au sujet montre comment cette nomenclature a évolué au fil du temps. La répartition de la population dans ces catégories a aussi évolué (augmentation de la part des cadres supérieures, baisse de celle des agriculteurs, puis des ouvriers), ce qui remet un peu en cause la comparabilité des catégories. Dans les données, la PCS est généralement codée à un niveau agrégé d'une quarantaine de groupes. C'est encore beaucoup pour présenter des résultats et l'on a recours à des regroupements : un regroupement souvent utilisé est fondé sur le premier chiffre de la PCS et distingue : les agriculteurs, les artisans-commerçants, les cadres supérieurs-professions libérales, les professions intermédiaires, les employés, les ouvriers. Un autre recodage, aussi utilisé à la DEPP, distingue 4 groupes : les cadres supérieurs-professions libérales-chefs d'entreprise de plus de 10 salariés-professeurs des écoles ; les professions intermédiaires sans les professeurs des écoles ; les agriculteurs, les artisans-commerçants sans les chefs d'entreprise de plus de 10 salariés et les employés ; les ouvriers. Ces deux regroupements doivent par ailleurs traiter des cas particuliers : retraités (de préférence à recaser dans leur PCS d'origine), les inactifs n'ayant jamais travaillé, les PCS non renseignées. Ces cas peuvent être soit exclus, soit regroupés dans des modalités spécifiques, soit ajoutées à la catégorie défavorisée.

Un deuxième problème va être de traiter l'information pour les deux parents. Quand la publication le permet, par exemple dans un article, les résultats sont souvent présentés pour les deux parents, de façon indépendante. Dans des publications plus courtes (comme des pages de RERS), une seule PCS est présentée et le choix s'est porté sur le père, la PCS de la mère seulement utilisée en cas de non-renseignement de la PCS du père. Ce choix reposait sur des valeurs particulières (le terme de « chef de famille » a été longtemps employé, avant d'être remplacé par « personne de référence » et « responsable de l'élève »), qui sont de moins en moins acceptables, ni d'un point de vue sociologique, ni d'un point de vue statistique (voir la dernière annexe sur le sujet).

Alors, comment synthétiser l'information des deux PCS en une seule ? L'absence de hiérarchisation claire de la PCS pose un peu problème. Il est possible d'utiliser le regroupement en 4 groupes évoqués plus haut. Une autre proposition a été faite, avec une idée assez similaire, pour définir une « PCS ménage » (Amossé et Cayouette-Remblière, 2022). De plus en plus, à la DEPP, c'est l'indice de position sociale (IPS) qui permet de régler ce problème (Rocher, 2016). Les professions ont été classées sur une échelle synthétisant un ensemble d'informations sur les conditions de vie (connues par les panels). Cette « quantification » de la PCS permet ensuite différentes formes de synthèse, par exemple une agrégation au niveau des établissements pour les caractériser socialement. Il serait possible de synthétiser l'information des PCS des deux parents, en en faisant la moyenne. Rocher a plutôt proposé de projeter les couples de professions sur l'échelle évoquée plus haut, pour avoir une description plus fine des conditions de vie associées à ces situations.

Une annexe compare ces différentes façons d'appréhender le milieu social de l'élève par les professions de ces parents. Si l'IPS paraît la solution la plus efficace, il n'est malheureusement pas disponible dans toutes les enquêtes, en particulier pour les plus anciennes. Nous allons donc retenir deux modes de présentation du milieu social :

- L'IPS croisé fondé sur les deux professions des parents, sous forme quantitative ou en tranches (par exemple, définies par les quintiles) ;
- La catégorie sociale, repérée par le premier chiffre de la PCS du « responsable » de l'élève.

L'usage de l'IPS croisé sera malheureusement impossible pour de nombreuses opérations anciennes, où seule une profession a été recueillie. Il n'est d'ailleurs pas certain que l'IPS, calibré sur des données récentes, soit très adapté aux comparaisons sur longue période<sup>12</sup>. La PCS ménage, plus stable, aurait peut-être eu plus de sens, mais, nécessitant aussi la connaissance des PCS des deux parents, elle n'est pas non plus utilisable pour les enquêtes anciennes. Sur les données récentes, la PCS ménage peut

---

<sup>12</sup> Signalons par ailleurs que c'est la version de l'IPS antérieure à la refonte de 2023 qui a été utilisée.

aussi avoir un intérêt, car, même si elle apparaît un peu moins « efficace » que l'IPS d'un point de vue statistique, en termes de pouvoir prédictif, elle est sans doute d'une interprétation plus simple et, mise en avant par l'Insee, se prête mieux à des comparaisons avec d'autres domaines. C'est pourquoi nous l'avons retenue dans la note d'information, alors que dans ce document, c'est l'IPS croisé qui est privilégié quand les PCS des deux parents sont connues.

## Plan du document

Ce document va présenter les différents résultats sur les inégalités sociales de compétences, que l'on peut trouver dans les données et publications de la DEPP, depuis la fin des années 1980 (quelques incursions plus anciennes seront tentées et les enquêtes d'autres organismes évoquées). Dans un premier temps, nous nous attarderons sur l'évaluation nationale à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 : ce dispositif à un moment clef de la scolarité des élèves (le passage du primaire au secondaire) fournit des informations récentes et exhaustives, ce qui permet des analyses assez fines. Ce sera l'occasion de présenter plus en détail les aspects méthodologiques, décrits de façon théorique dans cette introduction (standardisation,  $R^2$ , différences entre PCS et IPS).

Ces analyses seront assez naturellement prolongées sur les éditions comparables menées depuis 2017. Ensuite, on remontera dans le temps aux anciennes évaluations exhaustives conduites de 1989 à 2007. D'autres dispositifs seront présentés : les évaluations Cedre en CM2 menées depuis 2006 dans différentes disciplines au primaire, les évaluations de la LOLF des compétences de bases, organisées de 2007 à 2012, les évaluations en calcul et en français en CM2 menées en 1987 et régulièrement depuis.

L'attention portera ensuite sur le primaire, avec les évaluations en début de CE2 menées entre 1989 et 2006, ainsi que les évaluations dans le cadre des panels en début de CP (1997 et 2011). Les évaluations Repères, mises en place à la rentrée 2018, en CP et de CE1 seront aussi utilisées, même si elles comportent actuellement peu d'informations sur le milieu social. On fera quelques incursions dans le passé plus ancien (1944, 1965, 1978) avec des dispositifs spécifiques.

On reprendra l'analyse en fin de 3<sup>e</sup> et de 2<sup>nd</sup>e, notamment en présentant en détail les résultats à partir de PISA depuis 2000. Comme en CM2, des évaluations des compétences de bases pour la LOLF ont aussi été réalisées en fin de 3<sup>e</sup> de 2007 à 2012 et le dispositif Cedre y est aussi mis en œuvre depuis 2006. Nous utiliserons aussi les données du Diplôme national du brevet pour étudier les inégalités avec des évaluations d'une nature différente (contrôle continu et note aux examens). Des analyses sur les récentes évaluations à l'entrée en 2<sup>nd</sup>e seront aussi présentées.

Ces analyses seront complétées par des études particulières : le panel servira à la fois à enrichir la mesure du milieu social avec d'autres informations que la profession des parents (diplôme, revenu), mais aussi à étudier l'évolution des inégalités de compétences au fil de la scolarité sur une même cohorte d'élèves ; l'enquête IVQ servira à prolonger l'analyse à la fin de la scolarité obligatoire (il y a en effet peu d'autres sources d'information sur les compétences après la 2<sup>nd</sup>e) ; alors que l'essentiel du document utilisera des comparaisons de moyennes, généralement standardisées (et les  $R^2$  qui en découlent), pour mesurer les inégalités sociales, une analyse en répartition par groupe de compétences « standardisées » (cinq groupe égaux par ordre croissant de réussite) sera présentée, qui a l'intérêt de montrer la dispersion des résultats et d'éviter des outils statistiques trop complexes.

Nous avons aussi évoqué des annexes creusant certains points méthodologiques : l'une reprendra en détail les aspects méthodologiques sur la mesure des inégalités ; la deuxième traitera de la façon de présenter la PCS (regroupement ou IPS) ; la troisième décrira en détail comme les résultats ont été calculés et harmonisés d'une enquête à l'autre, parfois en retraitant les données, parfois en récupérant les résultats publiés. Les deux dernières annexes abordent la question des sources sur l'origine sociale : comment a évolué la PCS des élèves sur une longue période ? Quel est l'impact du choix d'un responsable parmi les deux parents ?

## ↳ Un niveau élevé d'inégalités sociales de compétences à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022

Les évaluations nationales à l'entrée en 6<sup>e</sup> sont une source de choix pour étudier les inégalités sociales de compétences, en français et en mathématiques. Elles ont plusieurs atouts notables :

- Ce sont des évaluations récentes, avec des données pour la rentrée 2022 (les données de la rentrée 2023 n'étaient pas encore disponibles au moment de la rédaction de ce document), mais elles commencent aussi à avoir une certaine profondeur temporelle, puisqu'elles ont été menées avec une méthodologie comparable depuis la rentrée 2017.
- Elles se situent à un moment charnière de la scolarité des élèves, à la fin de l'école primaire et au début du collège.
- Exhaustives, elles permettent d'avoir des indicateurs d'une grande robustesse et d'affiner l'analyse selon différentes catégories, le sexe ou l'académie d'appartenance.

Ces enquêtes ont été assez peu utilisées pour étudier les inégalités sociales (on trouve des indicateurs dans *L'état de l'École*<sup>13</sup> et *Géographie de l'école*<sup>14</sup>). En effet, cela nécessite un appariement entre les résultats aux évaluations et les systèmes d'information du second degré, pour récupérer la profession des parents. Or cet appariement a été un peu long à mettre au point et il prend, à chaque rentrée, un peu de temps, alors que les besoins en matière de communication sur cette enquête très utilisée sur le terrain, doivent être satisfaits rapidement. C'est pourquoi les analyses dans les premières publications sur ces enquêtes portent plutôt sur les écarts selon le secteur du collège ou la tonalité sociale du collège, plus faciles à récupérer. Mettre en avant ce que ces enquêtes apportent à l'analyse des inégalités sociales paraît donc très utile.

### Données de cadrage

Les résultats de toute évaluation sont sur une échelle arbitraire, dépendant notamment de la difficulté des exercices proposés. Il est donc d'usage de caler la mesure sur des valeurs de référence. Dans le cas des évaluations nationales à l'entrée en 6<sup>e</sup>, la moyenne a été fixée à 250 et l'écart-type à 50, à la rentrée 2017, tant en français qu'en mathématiques. Les résultats des années suivantes ont été présentés sur la même échelle et sont donc comparables (**TABLEAU 2 •**).

Afin de pouvoir comparer les résultats sur ces enquêtes, avec ceux présentés sur d'autres dispositifs, nous avons établi une autre standardisation : sur la même année de référence (2017), la moyenne dans les deux disciplines a été fixée à 0 et l'écart-type à 1. La même transformation (revenant donc à enlever 250 et à diviser par 50) a été faite sur les autres années. Nous aurions pu fixer les moyennes et les écarts-type par année aux mêmes valeurs, mais nous avons préféré conserver la comparabilité temporelle des évaluations. Une règle de trois assez simple permet de transformer les résultats présentés dans la suite pour obtenir une standardisation à (0 ; 1) sur chaque année (pour les résultats en français en 2018, les scores en français standardisés sur 2017 doivent subir la transformation suivante :  $(S-0,07)/1,01$  pour être standardisés sur 2018).

Des résultats globaux ont déjà été commentés dans une série de *Documents de travail*<sup>15</sup> et une série de *Notes d'information*<sup>16</sup>. Reprenons-les rapidement : en français, les scores ont augmenté d'un peu

<sup>13</sup> Fiche 31 de *L'état de l'École* 2021 et fiche 29 de *L'état de l'École* 2022 et 2023

<sup>14</sup> Fiche 28 de *Géographie de l'École* 2021.

<sup>15</sup> n<sup>os</sup> 2020-E05, 2021-E07, 2022-E07.

<sup>16</sup> n<sup>os</sup> 18-19, 19-26, 20-13, 21-03, 22-04, 23-03.

moins de 10 points d'écart-type entre 2017 et 2018, sont restés stables en 2019 et ont augmenté à nouveau de 10 points d'écart-type à la rentrée 2020, se stabilisant en 2021, mais baissant un peu en 2022. Les évolutions en mathématiques sont moins nettes : après une très légère baisse en 2018 et 2019, les résultats ont un peu augmenté en 2020 et ont peu évolué lors des deux rentrées suivantes.

Les tendances divergent aussi dans les deux disciplines en ce qui concerne la dispersion des résultats : en français, l'écart-type a régulièrement baissé pour s'établir à 0,95 (soit une baisse de 5 % par rapport à la valeur de départ) ; en mathématiques, au contraire, c'est une hausse de 5 % de l'écart-type qui est constatée, à partir de la rentrée 2019.

**TABLEAU 2 • Résultats en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 2017 à 2022**

	N obs	Français					Mathématiques				
		N	Scores originels		Scores standardisés		N	Scores originels		Scores standardisés	
			Moy	Ec-ty	Moy	Ec-ty		Moy	Ec-ty	Moy	Ec-ty
2017	824825	810903	250	50	0,00	1,00	807942	250	50	0,00	1,00
2018	861410	814980	254	50	0,07	1,01	813023	249	49	-0,02	0,98
2019	878004	826592	255	50	0,09	0,99	825591	249	52	-0,03	1,04
2020	864265	803969	261	48	0,22	0,97	808749	252	52	0,05	1,04
2021	840439	826854	261	47	0,22	0,94	827160	254	53	0,07	1,06
2022	830446	812639	257	48	0,13	0,95	816535	253	52	0,07	1,05

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon (2017-2022), Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2017-2022, DEPP.

L'impact de la crise sanitaire sur les résultats n'est pas très important et pas forcément conforme aux attentes : tant en français, qu'en mathématiques, les moyennes ont monté à la rentrée 2020 ; quant à la dispersion, alors qu'on aurait pu penser que les écarts entre les meilleurs et les moins bons allaient s'amplifier à cause du confinement, elle baisse en français et reste stable en mathématiques.

## Écarts selon la CS du responsable

Nous allons tout d'abord présenter les écarts selon la PCS du responsable de l'élève, en nous limitant à la rentrée 2022 (l'évolution sera étudiée plus loin). Pour ce faire, nous devons nous limiter aux élèves pour lesquels cette PCS est renseignée : retirant environ 30 000 élèves sans cette information, en général plutôt défavorisés (ce que l'on vérifie, quand on recueille des informations directement auprès des familles, dans le cadre des panels), cela augmente très légèrement les moyennes (de 0,13 à 0,15 en français et de 0,07 à 0,09 en mathématiques), les écarts-type, non présentés ici, étant quasi identiques.

Les écarts selon la profession du responsable sont un peu plus forts en mathématiques qu'en français (**TABLEAU 3 •**) : les enfants de cadres supérieurs sont nettement au-dessus de la moyenne dans les deux cas (environ 70 points d'écart-type), alors que les enfants d'ouvriers et surtout les enfants d'inactifs accusent un retard plus grand en mathématiques (-22 points en mathématiques pour les enfants d'ouvriers contre -15 points en français ; respectivement -54 points et -41 points pour les enfants d'inactifs). Les enfants dont le responsable exerce une profession intermédiaire ont un avantage plus net en français qu'en mathématiques (31 points contre 24 points) et les enfants d'employés se trouvent à 9 points au-dessus de la moyenne en français, mais très proches de celle-ci en mathématiques.

**TABLEAU 3 • Score moyens en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 selon la catégorie sociale du responsable**

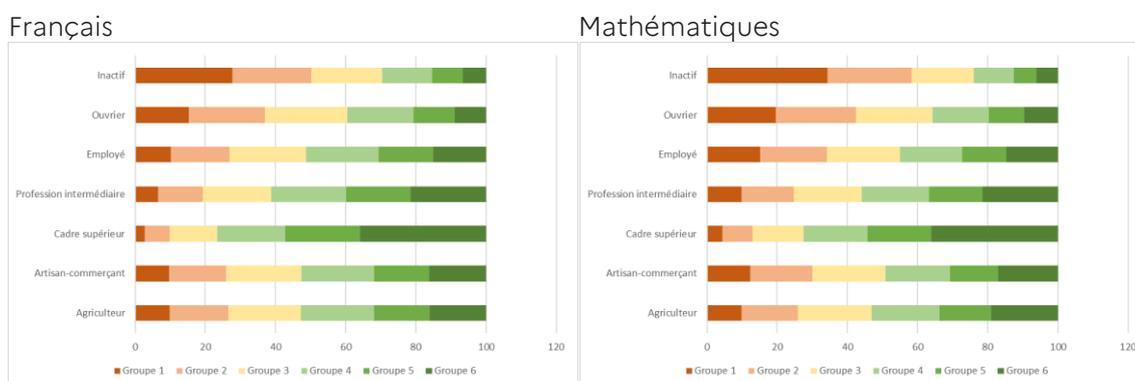
	N	Français	Mathématiques
Agriculteur	11918	0,12	0,17
Artisan-commerçant	86873	0,12	0,09
Cadre supérieur	172530	0,69	0,68
Profession intermédiaire	109206	0,31	0,24
Employé	137733	0,09	-0,02
Ouvrier	183750	-0,15	-0,22
Inactif	82344	-0,41	-0,54
Ensemble	784354	0,15	0,09

Champ : France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.

Source : évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Pour illustrer un peu mieux ces résultats, les élèves ont été répartis en 6 groupes de compétences, en utilisant des seuils définis au niveau national par un groupe d'experts, en français et en mathématiques (**FIGURE 3 •**). La répartition des élèves dans ces niveaux de compétences diffère très nettement selon le milieu social. En français, 4 % des enfants de cadres supérieurs sont au plus bas niveau et 9 % au niveau suivant, contre respectivement 20 % et 23 % des enfants d'ouvriers et 34 % et 24 % des enfants d'inactifs. A l'inverse, presque 36 % des enfants de cadres supérieurs sont au plus haut niveau contre 10 % des enfants d'ouvriers et 6 % des enfants d'inactifs. Les écarts sont à peu près les mêmes en mathématiques.

**FIGURE 3 • Niveaux de compétences en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 selon la catégorie sociale du responsable**



Champ : France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.

Source : évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

## Écarts selon l'IPS

Caractériser le milieu social d'un élève par la catégorie sociale du responsable pose deux problèmes : la distinction en sept groupes est trop grossière et imparfaite (les professeurs des écoles sont par exemple classés dans les professions intermédiaires, malgré leur accès désormais ancien à la catégorie A de la fonction publique). D'autres regroupements sont parfois utilisés, mais ils restent souvent trop agrégés et ne répondent pas au deuxième problème : la prise en compte d'un seul des deux parents (en priorité le père) dégrade la qualité de la mesure du milieu social. Pour résoudre ces deux problèmes, la DEPP a maintenant recours à l'indice de position sociale (IPS), qui classe les professions, en fonction des conditions de vie, observées finement dans les panels d'élèves.

**TABLEAU 4 • Score moyens en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 selon les tranches d'IPS**

	N	Français	Mathématiques
Premier quintile d'IPS	130046	-0,41	-0,52
2	152627	-0,15	-0,23
3	160228	0,06	-0,01
4	168160	0,34	0,28
Cinquième quintile d'IPS	173293	0,71	0,71
Écart de score pour un 1 point d'IPS		0,010	0,011

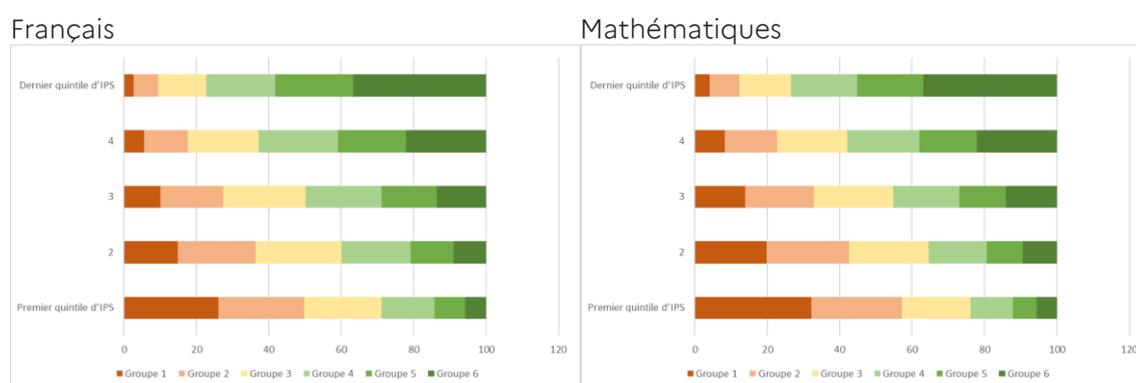
**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

L'IPS peut être confronté aux résultats à une évaluation de deux façons : par une régression linéaire, on peut estimer pour un écart d'un point d'IPS quel est l'écart en termes de scores en français ou en mathématiques. On peut aussi distinguer des groupes d'IPS (des quintiles par exemple<sup>17</sup>) et procéder à des analyses comme pour la CS du responsable.

Les différences entre quintiles d'IPS sont très marquées (**TABLEAU 4 •**) : les élèves dans le quintile le plus favorisé se trouvent, en français, à 71 points d'écart-type au-dessus de la moyenne, tandis que les élèves les moins favorisés sont à 41 points en dessous, soit une différence de 1,1 écart-type, ce qui est très élevé. La différence est encore un peu grande en mathématiques (1,2 écart-type).

La présentation en conservant le caractère continu de l'IPS est plus abstraite : un écart d'un point d'IPS entre deux élèves implique une différence de 1 % d'écart-type de score de français et de 1,1 % d'écart-type sur le score en mathématiques. Sachant que l'écart-type de l'IPS est de 37 points, une différence de cet ordre implique donc un écart de 37 points en français et de 41 points en mathématiques.

**FIGURE 4 • Niveaux de compétences en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 selon les quintiles d'IPS**



**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Croiser les quintiles d'IPS avec les groupes de compétences en français et en mathématiques illustre d'une autre façon la corrélation (**FIGURE 4 •**) : parmi ceux qui sont le moins favorisés socialement en

<sup>17</sup> La répartition en quintiles a été effectuée sur l'ensemble des années 2017-2022, sur l'ensemble des élèves. Comme il y a parfois une concentration d'élèves sur certains IPS, elle ne correspond pas à une équi-répartition. Le fait d'exclure les élèves dont la PCS du responsable n'est pas renseignée, à l'IPS très bas, écarte encore la distribution de cette équi-répartition, en gonflant le poids des tranches les plus favorisées.

termes d'IPS, 32 % se trouvent au plus bas niveau de compétences en français et 25 % au niveau juste au-dessus ; ils ne sont respectivement que 4 % et 8 % dans le cinquième des élèves les plus favorisés. A l'inverse, parmi ces élèves, 37 % ont eu des résultats très satisfaisants, contre 6 % pour les élèves les plus défavorisés. Les différences sont très similaires en mathématiques.

## Écarts selon la PCS ménage

**TABLEAU 5 • Score moyens en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 selon la PCS du ménage**

	N	Français	Mathématiques
Ménage à dominante cadre	90204	0,74	0,76
Ménage à dominante intermédiaire	175581	0,51	0,48
Ménage à dominante employée	151740	0,16	0,08
Ménage à dominante petit indépendant	72900	0,00	-0,03
Ménage à dominante ouvrière	78514	-0,15	-0,21
Ménage mono actif – ouvrier ou employé	152800	-0,15	-0,25
Ménage d'inactifs	62615	-0,51	-0,64
Ensemble	784354	0,15	0,09

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Une autre façon de prendre en compte la profession des deux parents est d'utiliser la PCS ménage récemment proposée par un groupe de travail du CNIS (Amossé, Cayouette-Remblière, 2022). Les écarts selon la PCS ménage apparaissent un peu plus prononcés qu'avec la profession du responsable, surtout par le repérage de catégories très favorisées (**TABLEAU 5**) : en français, les enfants dans un ménage à dominante cadre sont à 74 points d'écart-type au-dessus de la moyenne (contre 69 points pour les enfants dont le responsable est cadre) ; les enfants dans les ménages à dominante intermédiaire sont à 0,51 (contre 0,31 pour les enfants dont le responsable est de profession intermédiaire). Au bas de l'échelle sociale, ce sont les ménages d'inactifs qui paraissent le plus en difficulté, avec notamment un score de -0,64 en mathématiques (contre -0,54 pour les enfants dont le responsable est inactif : dans quelques cas, le conjoint peut avoir un emploi, ce qui indique une situation moins défavorable).

## Indicateur global d'inégalités sociales

Afin d'établir des comparaisons, entre disciplines, dans le temps ou entre différentes catégories d'élèves (garçons et filles notamment), il peut être intéressant de construire un indicateur synthétique des inégalités. Celui qui nous a semblé le plus pertinent est le  $R^2$ . On peut lui donner une interprétation économétrique (dans quelle mesure la connaissance du milieu social permet d'« expliquer » les résultats des élèves), mais il peut aussi être dérivé des statistiques descriptives de base, dont nous avons déjà présenté une partie. Détaillons le calcul pour le français, avec la CS du responsable. Le tableau ci-dessus reprend des données du premier tableau : la répartition des élèves dans chaque CS et les scores moyens en français. On y a ajouté une information supplémentaire : l'écart-type du score en français par CS.

Cette nouvelle donnée est en soi informative, car elle varie sensiblement d'une CS à l'autre (**TABLEAU 6 •**) : en français et surtout en mathématiques, les enfants de cadres supérieurs apparaissent comme une population très dispersée (écart-type de 1,06 en mathématiques, contre 0,89 par exemple pour les enfants d'ouvriers). Il existe deux façons de rendre compte de ce résultat : si l'on reprend la répartition des élèves par niveau de compétences en mathématiques selon la CS, les enfants de cadres supérieurs se concentrent sur les tranches extrêmes (4+36=40 % contre 20+10=30 % pour les

enfants d'ouvriers) et sont sous-représentés dans les tranches médianes (33 % contre 38 % pour les enfants d'ouvriers). Ceci dit, les enfants d'inactifs se trouvent dans une situation en apparence aussi tranchée (40 % dans les tranches extrêmes et 29 % dans les tranches médianes), sans avoir un écart-type très élevé (0,91). En effet, les enfants de cadres supérieurs se concentrent surtout dans le niveau le plus élevé en mathématiques (36 %). Or c'est dans cette tranche qu'il reste le plus de dispersion entre élèves : l'écart-type y est de 0,63, contre 0,35 dans le niveau de score de mathématiques le plus bas et autour de 0,15 dans chacun des niveaux intermédiaires. L'évaluation à l'entrée en 6<sup>e</sup> met donc en évidence des écarts plus importants pour les élèves les plus performants et les plus favorisés socialement.

**TABLEAU 6 • Indicateur global d'inégalités sociales (R<sup>2</sup>) en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 selon la catégorie sociale du responsable**

	%	Français			Mathématiques
		Moyenne	Ecart-type	(Ecart à la moyenne) <sup>2</sup>	Ecart-type
Agriculteur	1,5	0,12	0,89	0,00	0,96
Artisan-commerçant	11,1	0,12	0,89	0,00	0,98
Cadre supérieur	22,0	0,69	0,92	0,29	1,06
Profession intermédiaire	13,9	0,31	0,90	0,03	1,00
Employé	17,6	0,09	0,88	0,00	0,97
Ouvrier	23,4	-0,15	0,83	0,09	0,89
Inactif	10,5	-0,41	0,89	0,31	0,91
Ensemble	100,0	0,15	0,95	0,00	1,05
Variances Intra et Inter			0,78	0,12	
R <sup>2</sup>				13,6	

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

La construction du R<sup>2</sup> va consister à comparer les écarts entre catégories aux écarts entre élèves. Pour chaque CS, on calcule l'écart entre le score moyen et la valeur sur l'ensemble de la population, écart que l'on élève au carré. On fait ensuite la moyenne de ces écarts, en pondérant par le poids de chaque CS dans la population. Ce terme, ici de 0,12, qualifié de « variance inter », rend compte des écarts **entre** CS. On peut aussi faire la moyenne des variances par CS (en élevant au carré les écarts-type ici présentés), toujours en pondérant par le poids de chacune d'entre elles. Ce terme, ici de 0,78, est appelé « variance intra » et rend compte des écarts **au sein** des CS. La somme de ces deux termes est exactement égale à la variance totale entre élèves sur l'ensemble de la population (0,95<sup>2</sup>=0,9)<sup>18</sup>. Le R<sup>2</sup> est le rapport entre la « variance inter » et la variance totale. Il vaut naturellement 0 si toutes les moyennes par CS sont égales : connaître la CS d'un élève ne permet d'avoir aucune information sur son score. Il vaut 1 quand, au contraire, les écarts entre CS sont très grands et qu'au sein de chaque CS, tous les élèves ont le même score : il y a alors un déterminisme parfait des résultats scolaires en fonction du milieu social et quand on connaît la CS d'un élève, on connaît ses résultats en français et mathématiques. Fort heureusement, les valeurs généralement observées sont éloignées de cette deuxième situation et presque toujours inférieures à 0,5. Une valeur de 20 % ou 30 % est toutefois le signe d'inégalités marquées.

<sup>18</sup> C'est cette propriété qui justifie en grande partie le choix d'utiliser la variance et donc d'élever les écarts au carré. Utiliser les écarts en valeur absolue serait plus simple, mais l'Ecart Absolu Moyen qui en résulte n'a pas des propriétés statistiques aussi intéressantes que la variance et l'écart-type.

Le même calcul peut être fait en remplaçant la CS du responsable par les quintiles d'IPS (**TABLEAU 7 •**). Si l'on souhaite conserver l'IPS en continu, pour déterminer la « variance inter » on va remplacer les écarts entre CS par l'effet d'un écart-type d'IPS sur les scores, en multipliant cette valeur par la pente présentée plus haut et en élevant cette valeur au carré (pour la présenter sous forme de variance). Divisée par la variance totale entre élèves, on trouve le  $R^2$  habituel d'une régression linéaire, carré du coefficient de corrélation entre l'IPS continu et le score.

Les résultats confirment que l'IPS permet de mieux décrire le milieu social que la CS du responsable : le  $R^2$  avec cette dernière variable est de 13,6 % en français contre 16,3 % avec les quintiles d'IPS. Prendre en compte l'IPS de façon continue permet d'améliorer encore la corrélation, mais de façon assez limitée (on passe à 17 %<sup>19</sup>). Quant à la PCS ménage, elle se situe à un niveau intermédiaire, un peu plus d'un point au-dessus de la CS du responsable, mais environ 1,5 point en dessous de l'IPS en quintile.

**TABLEAU 7 • Indicateurs globaux d'inégalités sociales ( $R^2$ ) en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022**

	Français	Mathématiques
CS du responsable	13,6	13,5
Quintiles d'IPS	16,3	16,1
IPS en continu	17,0	16,9
PCS ménage	14,7	14,7

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Les valeurs en mathématiques sont du même ordre qu'en français, voire un peu plus basse (16,1 % avec le quintile d'IPS). Cela peut sembler contradictoire avec certains commentaires faits plus haut sur des écarts plus marqués en mathématiques<sup>20</sup>. L'explication tient au fait que la dispersion globale est plus forte en 2022 en mathématiques qu'en français. Rappelons que les deux échelles ne sont de toute façon pas comparables : cette différence des indicateurs de dispersion signifie simplement que par rapport à la référence de 2017, la dispersion a baissé en français et augmenté en mathématiques. Dans le même temps, les inégalités sociales relatives, mesurées par la corrélation entre IPS et score, sont restées à peu près inchangées. Nous allons étudier cet aspect en détail dans la partie suivante.

## Évolution des inégalités sociales entre 2017 et 2022

Les scores moyens par catégorie sociale ont connu entre 2017 et 2022 des évolutions pas tout à fait négligeables, même si, à part l'impact de la crise sanitaire, les explications ne sont pas toujours évidentes et peuvent tenir à des changements dans la remontée des données (codages des PCS par exemple). Comme on a laissé les scores sur l'échelle de 2017, la progression globale en français (et moins nettement en mathématiques) donne des courbes plutôt croissantes entre 2017 et 2022 pour toutes les catégories sociales (**FIGURE 5 •**). En français, la hausse est nette pour les enfants d'inactifs ou d'ouvriers entre 2017 et 2018 et pour les enfants de cadres supérieurs en 2020. En mathématiques, l'impact de la crise sanitaire apparaît nettement, avec un accroissement des écarts en 2020, le score

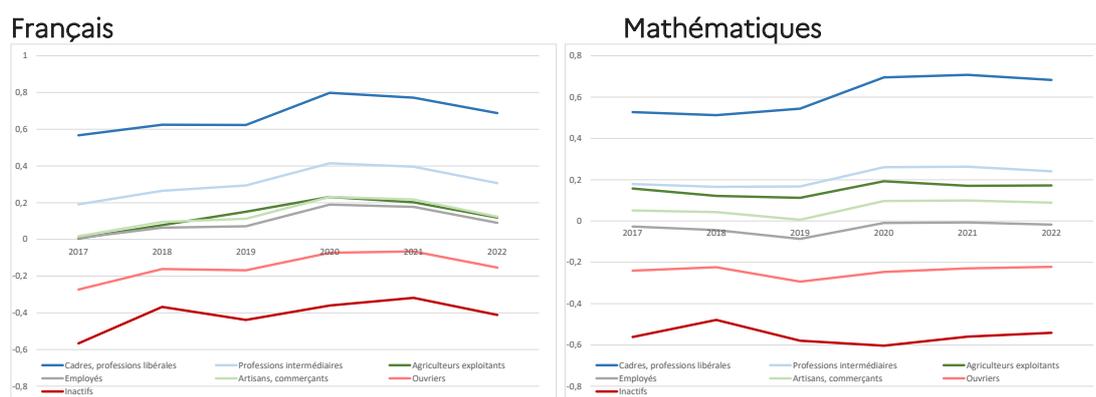
<sup>19</sup> Nous avons testé un modèle avec un terme quadratique et le  $R^2$  ne varie quasiment pas : il est intéressant de noter une relation linéaire très nette entre des construits (l'IPS et les scores), dont la distribution est en partie arbitraire.

<sup>20</sup> Ce résultat est par contre cohérent avec l'analyse des croisements entre milieu social et répartition par niveau en français ou en mathématiques, qui donnait des résultats très proches dans les deux disciplines. En effet, dans ce cas aussi, comme pour le  $R^2$ , on neutralise les différences de dispersion entre les deux disciplines, en imposant une catégorisation en 6 groupes répartis de la même façon dans les deux disciplines.

des cadres supérieurs progressant nettement, alors que celui des enfants d'ouvriers stagne et celui des inactifs diminue.

Ces analyses sont confirmées par l'examen des  $R^2$  (TABLEAU 8 •) : tout en restant dans un ordre de grandeur assez comparable, ils ont connu quelques fluctuations. Le cas le plus délicat concerne l'évolution entre 2017 et 2018 en français : en lien avec la hausse des scores des enfants d'ouvriers et d'inactifs visible sur le graphique précédent, les indicateurs baissent sensiblement, par exemple de 15,2 % à 12,8 % en utilisant la spécification continue de l'IPS. C'est une baisse assez forte, que l'on n'observe pas aussi nettement en mathématiques et qui est aussitôt suivie d'une hausse presque aussi forte entre 2018 et 2019 (de 12,8 % à 14,7 %). L'évolution un peu singulière en 2018 peut s'expliquer par une certaine dégradation dans la mesure du milieu social : la proportion de PCS non renseignées a fortement augmenté, passant d'environ 5 % à 15 %, pour deux raisons : d'une part, un changement dans le codage de la profession a provoqué une hausse des PCS non renseignées dans les systèmes d'information (semble-t-il au détriment des catégories d'ouvriers, fortement modifiées, ce qui a pu provoquer des difficultés de codages) ; d'autre part, pour des raisons techniques, l'INE n'a pu être récupéré pour environ 5 % des élèves en 2018 (et le problème a persisté en partie en 2019 et 2020). Ces deux problèmes concernent des élèves avec des scores plutôt bas en français et en mathématiques, ce qui fait qu'en les excluant on biaise à la baisse la mesure des inégalités. Le premier problème pourrait être en partie corrigé en récupérant la PCS lors des rentrées suivantes, quand le codage s'est améliorée, en faisant l'hypothèse que cette information varie peu dans le temps.

**FIGURE 5 • Évolution des scores moyens par catégorie sociale à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 2017 à 2022**



**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2017-2022, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2017-2022, DEPP.

**TABLEAU 8 • Évolution des inégalités sociales ( $R^2$ ) en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 2017 à 2022**

	Français			Mathématiques		
	CS	Quintile IPS	IPS	CS	Quintile IPS	IPS
2017	12,2	14,6	15,2	10,7	13,2	13,7
2018	10,1	12,3	12,8	10,2	12,5	13,2
2019	11,3	14,1	14,7	11,5	14,2	14,9
2020	14,5	16,4	16,9	15,2	17,2	17,8
2021	13,8	16,6	17,3	14,1	17,0	17,8
2022	13,6	16,3	17,0	13,5	16,1	16,9

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2017-2022, Public + Privé sous contrat  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2017-2022, DEPP.

À part ce point particulier, l'enseignement principal de cette série est l'augmentation assez nette des indicateurs à la rentrée 2020, ayant suivi le confinement : en français, le  $R^2$  passe de 14,7 % à 16,9 % ;

en mathématiques, la progression est encore plus nette, de 14,9 % à 17,8 %. Si les indicateurs baissent au cours des deux rentrées suivantes, ils demeurent à un niveau plus élevé qu'avant la crise sanitaire. Celle-ci a creusé un peu plus les inégalités sociales à l'entrée du collège.

## Différences d'inégalités sociales entre garçons et filles

Le caractère exhaustif des évaluations à l'entrée en 6<sup>e</sup> permet des analyses particulièrement fines, notamment par zone géographique, comme cela a pu être fait dans *Géographie de l'école 2021*. Nous allons ici déterminer si les inégalités sociales diffèrent selon le sexe (**TABLEAU 9 •**).

À la rentrée 2022, en début de 6<sup>e</sup>, comme dans bien d'autres évaluations, les filles ont de meilleurs résultats que les garçons en français (écart de 26 points d'écart-type) et de moins bons résultats en mathématiques (19 points d'écart-type). Cette « spécialisation » des compétences selon le sexe est plus marquée en haut de la hiérarchie sociale que pour les élèves les plus défavorisés : en effet, pour les élèves dans le plus haut quintile d'IPS, les filles ont un avantage par rapport aux garçons d'un même milieu social de 29 points en français et un désavantage de 24 points en mathématiques, alors que dans le plus bas quintile d'IPS, l'avantage des filles en français n'est que de 22 points et le désavantage en mathématique de 14 points.

**TABLEAU 9 • Inégalités sociales (R<sup>2</sup>) en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 selon le sexe**

	Garçons		Filles	
	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques
Premier quintile d'IPS	-0,52	-0,45	-0,30	-0,60
2	-0,27	-0,15	-0,02	-0,31
3	-0,07	0,08	0,20	-0,10
4	0,21	0,39	0,47	0,17
Cinquième quintile d'IPS	0,56	0,83	0,86	0,58
Ensemble - Moyenne	0,02	0,18	0,28	-0,01
Ensemble - Ecart-type	0,92	1,09	0,96	0,99
R <sup>2</sup>	16,2	16,1	17,0	16,4

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

L'analyse en termes d'inégalités sociales relatives est un peu plus complexe. Les indicateurs sont proches dans les deux disciplines pour les garçons (16,1 % et 16,2 %), à peu près au même niveau pour les filles en mathématiques (16,4 %) et un peu au-dessus en français (17,0 %). Ceci dit, il paraît utile de prendre en compte la dispersion au sein des deux populations, car elle diffère sensiblement : les résultats des filles sont plus dispersés que ceux des garçons en français (0,96 contre 0,92 ; d'où avec des inégalités relatives élevées, un écart net entre les filles du premier quintile d'IPS et celles du dernier quintile, 1,16 contre 1,06 chez les garçons) ; en revanche, en mathématiques, les garçons ont des résultats plus dispersés que les filles (1,09 contre 0,99), ce qui fait que même si les inégalités sociales relatives sont un peu plus faibles, l'écart entre quintiles est plus élevé pour eux (1,28 contre 1,18)<sup>21</sup>.

<sup>21</sup> Les mêmes tendances apparaissent en 2017, année de la standardisation : l'écart-type vaut pour les garçons 0,97 en français et 1,03 en mathématiques, tandis que pour les filles, les valeurs sont respectivement 1 et 0,95.

## Écart selon la tonalité sociale du collège

Dans cette dernière partie, nous allons comparer les analyses concernant les inégalités sociales à un niveau individuel avec celles qui ont été présentées dans la plupart des publications, en fonction de la tonalité sociale du collège. Le point le plus notable est que les deux aspects ne se superposent pas et qu'en particulier, l'effet de la tonalité sociale du collège n'est pas une simple agrégation des effets individuels : en lien avec la littérature concernant les effets de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire et sur les « effets de pairs » (Monso et *alii*, 2019), même à origine sociale individuelle donnée, les résultats sont meilleurs dans les collèges les plus favorisés.

Pour mener à bien cette analyse, nous allons donc introduire une nouvelle caractéristique : le quintile d'IPS du collège où se trouve l'élève. Les écarts paraissent marqués quand on utilise l'IPS du collège (**TABLEAU 10 •**) : en français, par exemple, les élèves dans le premier quintile d'IPS de collège ont un score de -0,3 contre 0,6 pour ceux dans le quintile le plus favorisé ; les valeurs sont respectivement de -0,41 et 0,71 avec les quintiles d'IPS individuels.

Ce résultat est attendu car les élèves dans les collèges les plus défavorisés sont logiquement moins défavorisés que les élèves dans le quintile d'IPS le plus bas (car il y a tout de même quelques élèves un peu favorisés dans ces collèges) : leur IPS moyen est de 82 contre 53 dans le premier quintile d'IPS individuel.

**TABLEAU 10 • Écarts sociaux à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 au niveau individuel et au niveau collège**

	IPS individuel			IPS du collège		
	IPS moyen	Français	Mathématiques	IPS moyen	Français	Mathématiques
Premier quintile	53	-0,41	-0,52	82	-0,30	-0,44
2	79	-0,15	-0,23	98	-0,01	-0,07
3	98	0,06	-0,01	106	0,14	0,09
4	127	0,34	0,28	115	0,28	0,24
Cinquième quintile	160	0,71	0,71	131	0,60	0,57

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Il est possible de chiffrer cet effet en croisant l'appartenance à un quintile d'IPS individuel et celui à un quintile d'IPS de collège (**TABLEAU 11 •**). Dans les collèges les plus défavorisés, on compte 39,7 % d'élèves au plus bas quintile d'IPS individuel, 24,7 % au quintile suivant... et 6,9 % au quintile le plus élevé d'IPS. On peut simuler le résultat de ces collèges en français en attribuant à chaque catégorie d'élèves le score moyen du quintile d'IPS individuel auquel il appartient (en français, -0,41 pour les élèves du premier quintile, -0,15 pour le deuxième...). Cela donne une image de la réussite de ces collèges, si les résultats individuels prédits par le milieu social s'agrégeaient « naturellement » sans impact particulier du collège. On obtient alors un score moyen en français de -0,10 pour les collèges les plus défavorisés et de 0,39 pour les collèges les favorisés, soit une différence de 49 points d'écart-type, sensiblement plus basse que les 90 points que l'on observe dans la réalité. Il y a donc un effet amplificateur de la tonalité sociale du collège sur les résultats scolaires, même en contrôlant l'effet individuel du milieu social.

**TABLEAU 11 • Croisement entre l'IPS individuel et celui du collège à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022**

Q de collège \ Q individuel	1 <sup>er</sup> Q	1	2	3	5 <sup>e</sup> Q	Score sim F
Premier quintile	39,7	24,7	17,5	11,3	6,9	-0,10
2	19,2	24,9	23,6	18,8	13,4	0,06
3	12,6	21,8	24,0	23,0	18,5	0,14
4	8,3	17,2	22,3	26,5	25,7	0,23
Cinquième quintile	4,4	9,3	14,7	27,0	44,6	0,39
Ensemble	16,6	19,5	20,4	21,4	22,1	0,15

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Une autre façon de montrer cela consiste à calculer les scores moyens dans chaque croisement de quintile d'IPS individuel et de quintile d'IPS de collège. Les deux effets ne vont que partiellement se recouper.

Quand on compare des élèves selon leur milieu social, dans des collèges d'une tonalité sociale donnée, les écarts sont encore très importants : les élèves de milieu social très défavorisé dans un collège très défavorisé ont un score moyen en français de -0,56 contre 0,37 pour des élèves de milieu social très favorisé dans les mêmes collèges (ces élèves sont bien sûr par construction peu nombreux), soit un écart de 0,93 écart-type. C'est un peu moins que l'écart observé sur l'ensemble des élèves, sans tenir compte du collège d'appartenance (1,12). C'est dans les collèges du 3<sup>e</sup> quintile d'IPS que l'écart est le plus bas (0,84). Le fait d'appartenir à des collèges ségrégués peut « expliquer » une petite partie des inégalités sociales (entre 20 et 30 %).

L'effet potentiel de la ségrégation sociale apparaît quand on compare à origine sociale individuelle donnée, des élèves dans des collèges différents socialement. Ainsi, parmi les élèves les plus défavorisés en termes d'IPS individuel, le score est de -0,56 dans les collèges les plus défavorisés contre 0,01 dans les collèges les plus favorisés, soit un écart de 0,57 (TABLEAU 12 • ). C'est dans le quintile d'IPS individuel suivant, que l'écart selon le type de collège est le plus bas, en restant assez élevé (0,45). L'ordre de grandeur correspond aux 49 points présentés tout à l'heure et doit être comparé aux 90 points sur l'ensemble des élèves, sans tenir compte du milieu social individuel, entre collèges très défavorisés et collèges très favorisés. De cet écart global, un peu moins de la moitié peut donc être expliqué par l'effet de l'IPS individuel, le reste (de l'ordre de 50 points) rend compte d'effets particuliers du collège, en fonction de sa tonalité sociale.

Les deux types d'inégalités ont des ordres de grandeur assez proches, seulement un peu plus faibles pour les résultats avec les IPS par collège, mais renvoient en fait à des phénomènes en grande partie indépendants (voir en annexe plus d'information sur ce point).

**TABLEAU 12 • Score en français à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 selon l'IPS individuel et celui du collège**

Q de collège \ Q individuel	1 <sup>er</sup> Q	1	2	3	5 <sup>e</sup> Q
Premier quintile	-0,56	-0,33	-0,17	0,06	0,37
2	-0,37	-0,19	-0,01	0,21	0,55
3	-0,29	-0,10	0,07	0,29	0,62
4	-0,19	-0,03	0,14	0,36	0,66
Dernier quintile	0,01	0,12	0,31	0,56	0,86

**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon 2022, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

## ➤ Évolution des inégalités à l'entrée en 6<sup>e</sup> ou en fin de CM2

La partie précédente a présenté en détail les inégalités sociales de compétences en français et en mathématiques pour les élèves à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2022 et quelques tendances depuis 2017. Nous allons prolonger cette analyse avec d'autres opérations menées soit à l'entrée en 6<sup>e</sup>, soit en fin de CM2, pour avoir une vision plus globale des évolutions.

### Les évaluations diagnostiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 1989 à 2007

Un cycle d'évaluations nationales exhaustives a été organisé à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 1989 à 2007, qui a aussi permis de quantifier les écarts entre groupes sociaux. Les informations exploitées ici sont issues soit des données détaillées qui ont été archivées (à partir de la rentrée 1996 et jusqu'en 2006) soit des résultats publiés dans *Repères et références statistiques (RERS)*, les *Notes d'information* ou *L'état de l'École* (voir l'annexe pour le détail des traitements effectués). Les indicateurs vont être présentés en détail pour 2006, comme nous l'avons fait pour 2022, dernière année pour laquelle on dispose à la fois des données individuelles et des résultats publiés. Les résultats étaient alors présentés sous la forme classique de taux de réussite et non issus d'un modèle de réponse à l'item. Cela va illustrer la différence entre les deux méthodes, en particulier l'impossibilité de comparer directement les écarts d'une année à l'autre.

**TABLEAU 13 • Indicateurs sur les inégalités sociales selon la CS du responsable à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2006**

	%	Taux de réussite		% sous le premier décile		Scores standardisés		Variance intra standardisée	
		F	M	F	M	F	M	F	M
Cadres, prof. libérales	16,2	66,8	73,8	3,0	3,2	0,52	0,54	0,765	0,733
Professions intermédiaires	15,9	61,3	69,2	6,5	5,5	0,23	0,28	0,910	0,873
Agriculteurs	2,3	53,8	65,5	11,6	5,9	-0,18	0,08	0,926	0,889
Employés	18,6	57,5	64,0	9,1	11,3	0,02	0,00	0,914	0,977
Artisans, commerçants	9,5	59,7	66,8	6,1	5,3	0,14	0,15	0,894	0,779
Ouvriers	26,3	51,4	58,9	14,3	14,1	-0,31	-0,28	0,922	0,892
Inactifs	11,2	48,6	55,2	19,2	22,6	-0,46	-0,48	0,970	1,105
Ensemble - Moyenne		57,1	64,0	10,0	10,0	0	0	0,896	0,892
Ensemble - Ecart-type		18,5	18,3			1	1		
Variance totale		342,3	334,9			1	1		
Variance inter ou intra						0,104	0,108	0,896	0,892
R <sup>2</sup> (=V inter/V totale)						10,4%	10,8%		

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation diagnostique de début de sixième, Septembre 2006, DEPP.

Le milieu social va être pris en compte par la profession du responsable de l'élève, avec la définition « historique » (le père si sa profession est renseignée, la mère sinon) en 7 groupes : les cadres et professions libérales (16,2 % de la population), les professions intermédiaires, dont les professeurs des

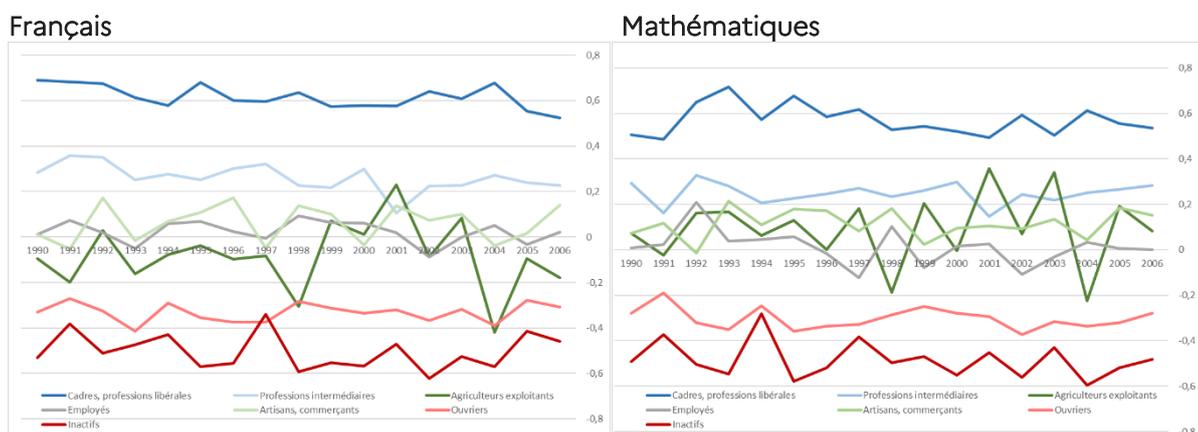
écoles (15,9 %), les agriculteurs (2,3 %), les employés (18,6 %), les artisans-commerçants (9,5 %), les ouvriers (26,3 %) et les inactifs n'ayant jamais travaillé (11,2 %)²².

Les écarts à l'entrée en 6<sup>e</sup> entre ces catégories sont très prononcés (**TABLEAU 13 •**) : les enfants de cadres supérieurs ont réussi 66,8 % des 57 items de français, contre 51,4 % pour les enfants d'ouvriers et 48,6 % pour les enfants d'inactifs ; les enfants de cadres supérieurs ont réussi 73,8 % des 101 items de mathématiques contre 58,9 % pour les enfants d'ouvriers et 55,2 % pour les enfants d'inactifs. Dans les deux disciplines, la différence entre groupes extrêmes est de plus de 18 points, soit la valeur de l'écart-type, ce qui est très élevé. Cet écart se retrouve quand on isole les plus en difficultés (on a arbitrairement repéré les 10 % des élèves ayant eu les moins bons résultats) : ils ne sont que 3 % parmi les enfants de cadres supérieurs (en français comme en mathématiques) contre environ 14 % pour les enfants d'ouvriers et autour de 20 % pour les enfants d'inactifs. Si l'on reprend le calcul des inégalités sociales comme dans la partie précédente, en 2006, le R<sup>2</sup> vaut 10,4 % en français et 10,8 % en mathématiques.

Les taux de réussite par milieu social dépendent de la difficulté de l'épreuve et de sa capacité à discriminer les élèves selon leurs compétences. Il n'y a donc pas de comparabilité assurée entre les différentes années, car les exercices des évaluations nationales changeaient beaucoup d'une année sur l'autre. Pour contourner ce problème, il est d'usage quand on compare des évaluations de nature différente, de standardiser les scores, en fixant la moyenne à 0 et l'écart-type à 1. Ainsi, en 2006, les enfants de cadres supérieurs se trouvent à 0,52 écart-type au-dessus de la moyenne en français, tandis que les enfants d'inactifs sont à 0,46 écart-type en dessous. Ce sont les scores standardisés qui seront comparés d'une année sur l'autre.

Globalement, l'écart important que nous avons mis en évidence en 2006 entre les enfants de cadres supérieurs et les enfants d'inactifs (environ un écart-type) est resté à peu près stable entre 1990 et 2006 (**FIGURE 6 •**) avec des fluctuations dues essentiellement aux effets d'échantillonnage.

**FIGURE 6 • Évolution des scores moyens par catégorie sociale à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 1990 à 2006**



**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

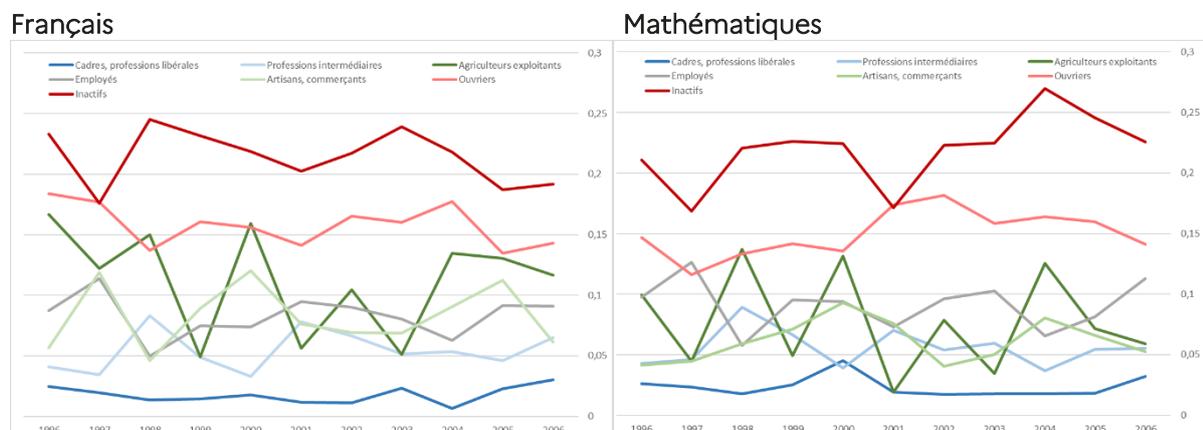
**Source :** évaluation diagnostique de début de sixième, Septembre 1990-2006, DEPP.

Pour les années où les données détaillées sont disponibles (à partir de 1996), il a été possible de repérer les élèves sous un certain seuil (en mettant la barre chaque année de sorte de repérer les 10 % les moins bons) et de calculer la proportion d'élèves sous ce seuil dans chaque catégorie sociale. Les conclusions avec cet indicateur sont identiques à celles obtenues avec les scores moyens (**FIGURE 7 •**) : au-delà des fluctuations pour les petites populations, comme les agriculteurs, il n'y a pas de

²² Les élèves pour lesquels la profession du responsable n'est pas connue, sont exclus des analyses : ils sont généralement un peu moins performants que la moyenne, mais en nombre limité, ce qui fait que leur prise en compte change peu les résultats.

tendances nettes : les enfants de cadres supérieurs sont environ 2 % sur l'ensemble de la période à se trouver dans le groupe des élèves en difficulté contre souvent plus de 20 % pour les enfants d'inactifs.

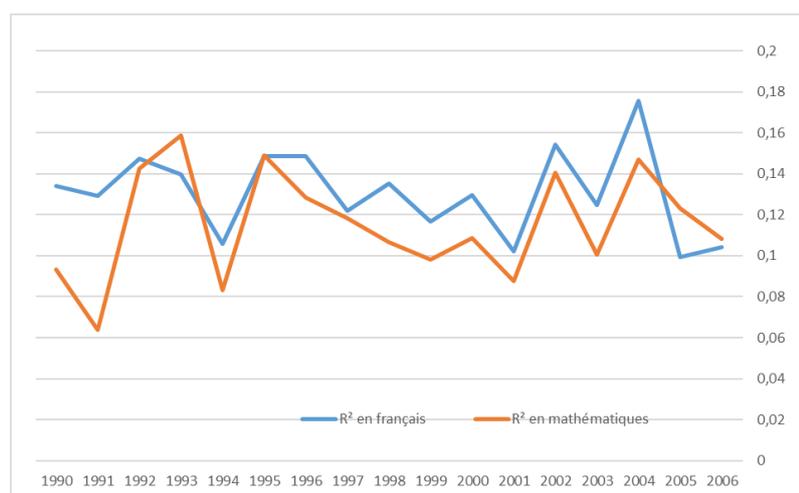
**FIGURE 7 • Évolution de la part d'élèves en difficulté par catégorie sociale à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 1996 à 2006**



Champ : France, Public + Privé sous contrat.  
Source : évaluation diagnostique de début de sixième, Septembre 1990-2006, DEPP.

De façon cohérente avec l'évolution des moyennes, le  $R^2$  ne présente pas de tendance marquée, mais des variations aléatoires d'une année sur l'autre (FIGURE 8 •). Pour information, en utilisant la formule de l'article d'*Economie & Statistiques* consacré aux inégalités sociales dans les enquêtes IVQ et PIAAC (Murat, 2021), on peut estimer que dans ce cas, avec un échantillon de 3 000 élèves, l'erreur-type sur le  $R^2$  est de 1 point environ. Cela peut expliquer une partie des fluctuations, le reste étant peut-être dû à des traitements différents des catégories sociales d'une année sur l'autre (classements des inactifs, catégorie un peu floue, notamment) et à la sensibilité des épreuves<sup>23</sup>.

**FIGURE 8 • Évolution des inégalités sociales ( $R^2$ ) selon la CS du responsable à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 1990 à 2006**



Champ : France, Public + Privé sous contrat.  
Source : évaluation diagnostique de début de sixième, Septembre 1990-2006, DEPP.

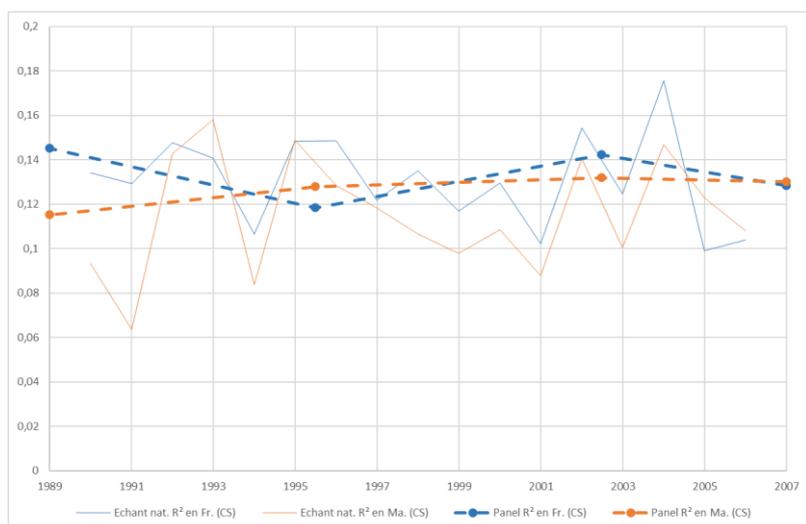
<sup>23</sup> Ce résultat comme le constat de fluctuation des scores moyens interroge sur la pertinence de publications annuelles par catégorie, avec des échantillons de petites tailles. Rappelons que les remontées nationales entre 1990 et 2006 ont concerné des échantillons variant d'un peu plus de 2 000 élèves en 1999 à un peu plus de 7 000 en 2006.

Durant la période d'existence des évaluations nationales à l'entrée en 6<sup>e</sup>, plusieurs panels ont été lancés, intégrant la récupération des résultats aux évaluations nationales :

- Le panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> en 1989
- Le panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> en 1995
- Le panel d'élèves entrés en CP en 1997 et arrivés en 6<sup>e</sup> en 2002 et 2003
- Le panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> en 2007

Les cas de 1989 et 2007 sont un peu particuliers, car ces années n'ont pas fait l'objet de remontées individuelles et les panels sont donc des compléments essentiels.

**FIGURE 9 • Évolution des inégalités sociales ( $R^2$ ) selon la CS du responsable à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 1989 à 2007 à travers les panels**



**Champ :** France métropolitaine (panels 1995 et 1997) +DOM (panels 1989 et 2007), Public + Privé sous contrat.  
**Source :** panels d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 1989, 1995 et 2007 et panel d'élèves entrés en CP en 1997, DEPP.

Les panels bénéficient d'échantillons importants (35 000 élèves pour le panel 2007). Ils comportent aussi des informations plus riches sur la famille, ce qui va permettre de dépasser la représentation du milieu social par la catégorie sociale du responsable. En revanche, ils souffrent de deux problèmes de comparabilité avec les remontées nationales : d'une part, ils ne concernent que les entrants en 6<sup>e</sup> (comme il s'agit d'une étude de cohorte, on ne souhaite pas compter les redoublants deux fois, l'année à la fin de laquelle ils redoublent et l'année suivante) ; d'autre part, les DROM ont été exclus de l'échantillon en 1995 et 1997.

En retenant la catégorie sociale du responsable en 7 postes, la tendance observée avec les panels est très proche de celle qui se dégage des remontées nationales : il y a une forte stabilité des 4 points des panels entre 1989 et 2007, autour d'un  $R^2$  de 12 %, tant en français qu'en mathématiques (**FIGURE 9 •**).

### Une estimation d'un « effet vacances » entre le CM2 et la 6<sup>e</sup>

En 1998, on s'est interrogé sur la signification des évaluations à l'entrée en 6<sup>e</sup>, juste après les vacances d'été. Une littérature assez abondante, surtout aux Etats-Unis, montre que les compétences des élèves ont tendance à baisser un peu, durant cette longue période sans école, et que ce phénomène touche davantage les élèves de milieu social défavorisé.

Pour étudier en France cette question, un dispositif assez simple et peu coûteux a été mis en place. On n'a pas cherché à évaluer les mêmes élèves avant et après les vacances d'été, mais on a retenu le principe d'une évaluation globale. Le mieux aurait alors été de faire passer à des élèves de CM2 en mai 1999, l'évaluation qu'ils allaient passer comme tous les élèves entrant en 6<sup>e</sup>, à la rentrée 1999,

mais il a été jugé gênant de perturber l'évaluation nationale, à visée diagnostique et pas uniquement statistique, par cette évaluation anticipée. On a donc préféré faire passer à ces élèves, l'évaluation de la rentrée 1998 (différente de l'évaluation de la rentrée 1999). On fait l'hypothèse que cette cohorte, passant l'évaluation de 1998 en fin de CM2 en mai 1999 est globalement comparable aux élèves de 6<sup>e</sup> ayant normalement passé cette évaluation à la rentrée de 1998 et on va comparer ces deux cohortes.

Les résultats sont meilleurs en fin de CM2 qu'en début de 6<sup>e</sup>, ce qui indique, avec les hypothèses ci-dessus, que les compétences des élèves baisseraient de façon non négligeable pendant les vacances d'été (**TABLEAU 14 •**). Cependant, cette baisse est variable selon la discipline et selon l'origine sociale.

**TABLEAU 14 • Scores en fin de CM2 et en début de 6<sup>e</sup> à une même évaluation**

	Français		Mathématiques		Français		Mathématiques	
	Fin CM2	Début 6e	Fin CM2	Début 6e	Evol brute	Evol stand	Evol brute	Evol stand
Défav.	62,7	56,8	62,4	53,2	-5,9	-0,33	-9,2	-0,48
Fav.	73,4	68,8	71,3	65,4	-4,6	-0,25	-5,9	-0,31
Ens.	69,9	64,1	67,9	60,7	-5,8	-0,32	-7,2	-0,37

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** dispositif pour évaluer l'effet des vacances d'été, septembre 1998-mai 1999, DEPP.

En français, les élèves en début de 6<sup>e</sup> ont un score de 64,1 % d'items réussis soit 5,8 points de moins qu'en fin de CM2. La baisse due aux vacances scolaires représente un tiers d'écart-type. En mathématiques, la différence est encore plus marquée : en début de 6<sup>e</sup>, les élèves réussissent 60,7 % des items, soit 7,2 points de moins qu'en fin de CM2. En part d'écart-type, la baisse est de 37 points.

La différence entre la fin de CM2 et le début 6<sup>e</sup> est plus forte pour les élèves défavorisés par rapport aux élèves favorisés<sup>24</sup>. Pour les seconds, la baisse est de 4,6 points en français, soit un quart d'écart-type, contre 5,9 points pour les défavorisés, soit un tiers d'écart-type. En mathématiques, la différence entre avant et après les vacances d'été est de 6 points pour les élèves favorisés (moins d'un tiers d'écart-type) contre 9 points pour les élèves défavorisés (presque une moitié d'écart-type).

Les évaluations en début d'année scolaire donnent donc une image plus forte des inégalités sociales que les évaluations en fin d'année scolaire. C'est en partie le signe de l'effet égalisateur de l'école, un peu contrarié par les longues vacances d'été. Nous donnerons plus loin des résultats convergents en CE2.

## Les évaluations de compétences de bases en fin de CM2 de 2007 à 2012

Entre les évaluations nationales de 1989-2007 et celles ayant débuté en 2017, la demande d'informations sur le niveau des élèves a bien sûr persisté et d'autres dispositifs, sur échantillons, ont été conçus. L'un de ces dispositifs avait pour objectif de renseigner des indicateurs de la LOLF sur la maîtrise des compétences de base en français et mathématiques. Mis en place à la rentrée 2007 (après une expérimentation en 2006), il a duré jusqu'en 2012 (avant d'être remplacé par des évaluations davantage calées sur les principes du socle commun). Il permettait d'avoir une proportion d'élèves maîtrisant les compétences de base en français et en mathématiques, déclinable par secteur d'enseignement et appartenance à l'éducation prioritaire. Cette évaluation se déroulait en fin de CM2 (et nous le verrons plus loin, en fin de 3<sup>e</sup>).

<sup>24</sup> Les publications donnent des distinctions assez grossières : deux catégories sont opposées, d'un côté les « défavorisés » (ouvriers et inactifs) et d'un autre côté les « favorisés et moyens ».

Pour pouvoir ajouter ces données à notre travail, plusieurs problèmes se posent :

- Les publications présentent des proportions d'élèves au-dessus d'un certain seuil. Il nous est apparu utile de revenir aux données individuelles pour utiliser les scores détaillés.
- L'évaluation a lieu en fin de CM2. D'après le point précédent, cela indique une vision plutôt basse des inégalités sociales, par rapport à des évaluations faites à la rentrée en 6<sup>e</sup>.

Cette évaluation a montré une quasi stabilité des performances en français et en mathématiques, ainsi que des écarts selon le type d'établissement (Stéfanou, 2016). Ainsi en mathématiques, la part des élèves maîtrisant les compétences de base en français est passée de 90,6 % à 92,1 % dans les écoles publiques hors EP, alors qu'en RAR-ECLAIR, le taux passait de 75,4 % à 77,6 % : dans les deux cas, on est dans les marges d'erreur de l'échantillonnage (**TABLEAU 15 •**).

**TABLEAU 15 • Maîtrise des compétences de base en mathématiques et en français, en fin de CM2, de 2007 à 2012 selon le type d'établissement**

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
	Français					
Secteur public hors EP	86,8%	89,9%	89,8%	88,4%	89,4%	90,0%
RRS	77,7%	77,1%	79,4%	78,5%	81,1%	79,5%
Éclair	72,0%	71,4%	76,6%	74,0%	71,5%	72,2%
Secteur privé	92,1%	91,1%	91,5%	91,7%	89,1%	91,3%
	Mathématiques					
Secteur public hors EP	90,6%	92,4%	92,1%	90,4%	91,0%	92,1%
RRS	83,8%	82,7%	82,8%	81,4%	84,4%	83,2%
Éclair	75,4%	75,1%	81,1%	77,9%	74,8%	77,6%
Secteur privé	93,1%	93,5%	93,8%	93,7%	93,4%	93,7%

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** Évaluations en français et en mathématiques des élèves de CM2, mars 2007-2012, DEPP.

Nous allons maintenant reprendre l'analyse avec les scores détaillés, standardisés sur une moyenne de 0 et un écart-type de 1 sur l'ensemble de la période. L'écart entre les catégories sociales sont assez importants (**TABLEAU 16 •**) : sur les 6 années, les enfants de cadres supérieurs se trouvent presque à un demi écart-type au-dessus de la moyenne, alors que les enfants d'ouvriers sont un quart en-dessous ; environ 4 % des enfants de cadres supérieurs ont eu des résultats insuffisants (dans le premier décile de score) tant en français qu'en mathématiques, tandis que 14 % des enfants d'ouvriers sont dans ce cas et plus de 20 % des enfants d'inactifs.

Les inégalités sociales fluctuent dans le temps, du fait de la taille assez restreinte des échantillons, sans que se dégagent de tendances nettes (**TABLEAU 17 •**) : l'écart entre les enfants de cadres supérieurs et les ouvriers passent de 0,75 en 2007 à 0,81 en 2012 en mathématiques et ne bouge pas de la valeur 0,76 en français. Les  $R^2$  restent aussi assez stables, autour de 10 % : cet indicateur passe ainsi de 10,8 % en 2007 en mathématiques, à 9,4 % en 2012, quand on utilise l'IPS individuel pour mesurer l'origine sociale.

**TABLEAU 16 • Résultats aux évaluations des compétences de base en mathématiques et en français, en fin de CM2, de 2007 à 2012, par CS du responsable.**

	N	Français		Mathématiques	
		Score	% dans le 1 <sup>er</sup> décile	Score	% dans le 1 <sup>er</sup> décile
Agriculteur	821	0,08	5,7	0,18	5,7
Artisan-commerçant	4931	0,02	8,5	0,03	8,8
Cadre supérieur	5913	0,49	3,7	0,49	3,9
Profession intermédiaire	5654	0,16	6,4	0,16	6,6
Employé	4937	-0,02	10,6	-0,06	10,8
Ouvrier	10030	-0,26	13,9	-0,26	14,3
Retraités	679	-0,25	17,2	-0,26	17,4
Inactifs	4264	-0,45	20,9	-0,47	21,5
Non renseigné	6872	-0,13	14,2	-0,11	14,5

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : Évaluations en français et en mathématiques des élèves de CM2, mars 2007-2012, DEPP.

**TABLEAU 17 • Évolution des inégalités sociales aux évaluations des compétences de base en mathématiques et en français, en fin de CM2, de 2007 à 2012**

	Français			Mathématiques		
	S Cadres -S Ouvriers	R <sup>2</sup> PCSR	R <sup>2</sup> IPS	S Cadres -S Ouvriers	R <sup>2</sup> PCSR	R <sup>2</sup> IPS
2007	0,76	10,3	11,4	0,75	8,9	10,8
2008	0,82	7,7	7,8	0,73	8,2	8,8
2009	0,68	9,3	8,9	0,68	10,6	10,2
2010	0,77	8,3	9,3	0,82	8,7	11,2
2011	0,76	8,1	10,0	0,77	9,2	11,0
2012	0,76	7,7	10,0	0,81	6,9	9,4

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : Évaluations en français et en mathématiques des élèves de CM2, mars 2007-2012, DEPP.

## Les évaluations Cedre en fin de CM2

Pour connaître de façon encore plus fine les compétences des élèves, un autre dispositif a été mis en place à la rentrée 2003 : les enquêtes Cedre. Il s'agit d'un cycle d'évaluations permettant de juger l'évolution du niveau des élèves dans les principales matières enseignées. Il a porté ainsi : sur la maîtrise de la langue (2003, 2009, 2015), les langues vivantes (2004, 2010, 2016), l'histoire-géographique (2006, 2012, 2017), les sciences (2007, 2013, 2018) et les mathématiques (2008, 2014, 2019). Comme le dispositif précédent, les niveaux de formation visés sont la fin de CM2 et la fin de 3<sup>e</sup>. Malheureusement, l'information sur le niveau social n'a pas été systématiquement recueillie et dans l'état actuel des sources de données, il sera parfois nécessaire de se contenter des écarts selon la tonalité sociale de l'établissement.

**TABLEAU 18 • Inégalités sociales dans le dispositif Cedre en fin de CM2**

année	Discipline	N	Score	S Cadres	S Ouvriers	S Cadres -S Ouvriers	R <sup>2</sup>
2003	Maîtrise de la langue	6109	250	279	232	47	12,0
2006	Histoire-Géographie	7679	250	279	233	46	11,6
2007	Sciences	4128	250	274	235	39	9,3
2009	Maîtrise de la langue	4942	251	269	240	28	5,5
2012	Histoire-Géographie	5595	251	279	237	42	9,7
2013	Sciences	5598	249	276	234	42	8,2
2015	Maîtrise de la langue	7428	251	272	239	33	7,8
2017	Histoire-Géographie	5442	252	284	233	51	12,8
2018	Sciences	5037	249	271	237	34	8,8

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : enquêtes CEDRE, 2003-2018, DEPP.

Actuellement, on peut se faire une idée, des inégalités sociales en maîtrise de la langue, histoire-géographie et sciences (**TABLEAU 18 •**). La différence paraît particulièrement marquée en histoire-géographie : environ 50 points séparent les enfants de cadres supérieurs des enfants d'ouvriers, ce qui correspond à un écart-type ; le R<sup>2</sup> atteint 12,8 % en 2017. Les écarts sont aussi forts en sciences (entre 34 et 42 points selon les années) et le R<sup>2</sup> est proche de 9 %. La situation est plus étonnante en maîtrise de la langue : entre 2003 et 2006, les écarts auraient fortement baissé (de presque 50 points en 2003 à 28 en 2009 ; le R<sup>2</sup> suit la même tendance) et auraient ensuite un peu augmenté (à 33 points). Il faudra à la fois étudier le contenu des épreuves (qui peuvent légèrement différer, malgré des parties communes) et la qualité de la PCS récupérée.

**TABLEAU 19 • Écarts selon la tonalité sociale de l'école dans le dispositif Cedre (différence de scores entre les écoles dans le quartile d'IPS le plus haut et celles dans le quartile le plus bas)**

	Cycle	Année 1	Année 2	Année 3
Maîtrise de la langue	2003-2009-2015	35	20	30
Allemand écrit	2004-2010-2016	12	23	20
Allemand Oral	2004-2010-2016	12	15	16
Anglais écrit	2004-2010-2016	27	30	35
Anglais Oral	2004-2010-2016	26	30	32
Histoire-géographie	2006-2012-2017	38	36	38
Sciences	2007-2013-2018	28	34	30
Mathématiques	2008-2014-2019	25	35	50

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : enquêtes CEDRE, 2003-2019, DEPP.

Pour l'ensemble des disciplines, il est possible de revenir aux écarts selon la tonalité sociale de l'école, qui ont été publiés dans les dernières notes d'informations (16.20, 17.19, 18.16, 19.32, 20.33). Le niveau élevé des écarts sociaux en histoire-géographie est confirmé (**TABLEAU 19 •**) : même si la différence est moins grande qu'en caractérisant le milieu social au niveau individuel, l'écart est net (38 points) et n'évolue pas sur la période. Les inégalités en sciences sont un peu moins fortes. On retrouve aussi une évolution un peu étrange en maîtrise de la langue (forte baisse entre 2003 et 2009, puis hausse assez forte). En mathématiques, pour lesquelles, on n'a pas pu faire l'analyse au niveau individuel, les perspectives récentes sont un peu inquiétantes : l'écart entre les écoles favorisées et les écoles

défavorisées a doublé (de 25 points à 50 points). En langues, les écarts sont assez forts en anglais (que ce soit à l'écrit ou à l'oral), avec une différence l'ordre de 30 points ; ils sont moindres en allemand (de 12 à 20 points), mais cette langue est moins souvent proposée, ce qui biaise un peu l'analyse.

## Dispositif Lire-Écrire-Compter 1987-2022

Pour avoir une vision de long-terme de l'évolution des inégalités sociales à la charnière entre l'enseignement primaire et l'enseignement secondaire, il est possible d'utiliser une série d'enquêtes en fin de CM2 initiée à la fin des années 1980 (il existe même une enquête en 1981 avec des exercices communs, mais elle ne comporte pas d'information sur le milieu social et ne peut être utilisée ici). Trois domaines ont été évalués : la lecture (1987, 1997, 2015, 2021), l'orthographe (1987, 2007, 2015, 2021) et le calcul (1987, 1999, 2007, 2017). Cette série a notamment pu documenter la baisse très nette des compétences en orthographe (*Note d'information* n°22.37) et en calcul (*Note d'information* n°19.08).

Les résultats (**TABLEAU 20 •**) confirment la chute de plus d'un écart-type entre 1987 et 2017 des résultats en calcul, de trois quarts d'écart-type en orthographe entre 1987 et 2015 et d'un peu moins d'un tiers d'écart-type en compréhension entre 1987 et 2007 (les valeurs pour 2021 n'ont pas encore été exploitées ici, ni celle de 2015 pour la lecture).

Au-delà des fluctuations dues aux échantillons assez limités, les inégalités sociales restent assez stables en calcul : le  $R^2$  passe de 8,6 % en 1987 à 8,9 % en 2017, avec un point haut à 11 % en 2007 et un point bas de 6,5 % en 1999. En orthographe, les inégalités sociales seraient passées par un point assez haut en 2007 ( $R^2$  de 10,8 % et écart entre les enfants de cadres et enfants d'ouvriers de 82 points d'écart-type) à un point bas en 2015 ( $R^2$  de 4,6 % et un écart de 54 points d'écart-type). Cela se confirme en étudiant les nombres d'erreurs commises : en 2007, les enfants de cadres supérieurs en faisaient 9,2 contre 13,2 pour les enfants d'ouvriers (soit un écart de 4) ; en 2015, les valeurs sont respectivement de 17,2 contre 19,2 (soit un écart de 2 erreurs).

**TABLEAU 20 • Inégalités sociales dans le dispositifs LEC**

	Année	N	SCORE	S Cadres	S Ouvriers	S Cadres -S Ouvriers	$R^2$
COMPTER	1987	1993	0,77	1,22	0,58	0,64	8,6
COMPTER	1999	1609	0,14	0,52	-0,06	0,58	6,5
COMPTER	2007	2734	0,02	0,57	-0,24	0,81	11,0
COMPTER	2017	3697	-0,40	0,08	-0,55	0,63	8,9
DICTÉE	1987	1957	0,44	0,87	0,24	0,63	7,9
DICTÉE	2007	3849	0,04	0,57	-0,25	0,82	10,8
DICTÉE	2015	3370	-0,31	0,10	-0,44	0,54	4,6
LECTURE	1987	1994	0,14	0,66	-0,14	0,81	9,6
LECTURE	1997	3108	0,12	0,54	-0,12	0,65	6,9
LECTURE	2007	2734	-0,19	0,55	-0,60	1,15	14,5

**Champ :** France métropolitaine, Public.

**Source :** enquête Calcul 1987, 1999, 2007, 2017 ; Orthographe 1987, 2007, 2015, 2021 ; Lecture 1987, 1997, 2007 ; DEPP.

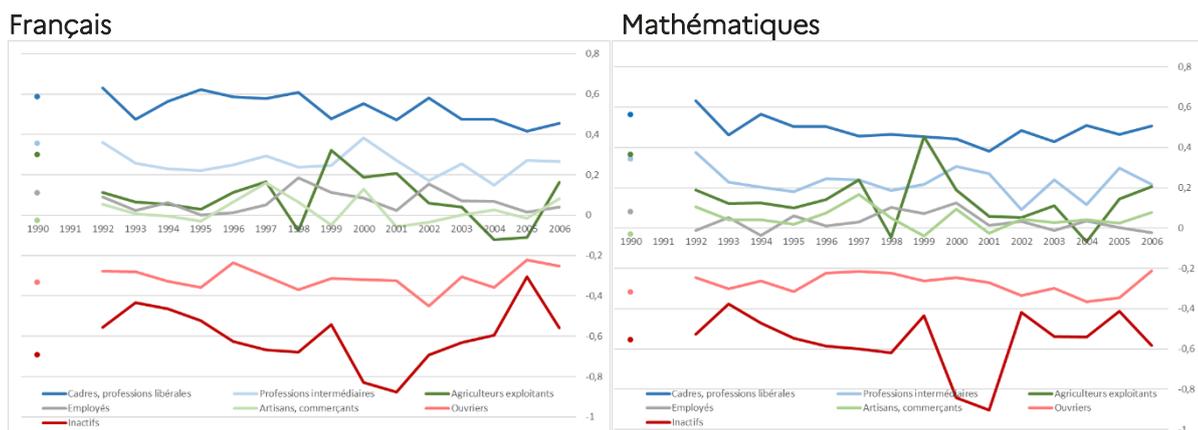
Les évaluations en lecture confirment le niveau élevé d'inégalités sociales en 2007 ( $R^2=14,5$  % nettement au-dessus de la valeur de 1997, 6,9 %). Le point 2015 devra être ajouté. Il devrait correspondre à ce que donnait plus haut l'évaluation Cedre en maîtrise de langue, car c'est dans le cadre de ce dispositif que la collecte avait été faite. Avec un  $R^2$  de 7,8 %, il y aurait une évolution cohérente avec la baisse observée en orthographe.

## ↳ Les inégalités en cours d'école primaire

### Les évaluations diagnostiques à l'entrée en CE2 de 1989 à 2006

En parallèle aux évaluations à l'entrée en 6<sup>e</sup> mises en place en 1989, il y a eu des évaluations à l'entrée en CE2. Comme pour la 6<sup>e</sup>, les informations exploitées ici sont issues soit des données détaillées qui ont été archivées (à partir de la rentrée 1996 et jusqu'en 2006) soit des résultats publiés dans *Repères et références statistiques (RERS)*, les *Notes d'information* ou *L'état de l'École* (voir l'annexe pour le détail des traitements effectués, qui peuvent différer légèrement de ceux en 6<sup>e</sup>).

**FIGURE 10 • Évolution des scores moyens par catégorie sociale à l'entrée de CE2 de 1990 à 2006**



**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation diagnostique de début de CE2, Septembre 1990-2006, DEPP.

Il n'y a pas de tendance très nette à la hausse ou à la baisse pour les scores moyens des différentes catégories sociales, en mathématiques, mais des fluctuations parfois sensibles d'une année sur l'autre (**FIGURE 10 •**)<sup>25</sup>. En français, il y aurait un léger resserrement : le score des enfants de cadres diminue un peu, alors que celui des enfants d'ouvriers et d'inactifs progresse. Rappelons cependant que pour un échantillon de 3 000 élèves et une catégorie sociale de 10 à 15 % de la population, l'erreur-type est d'environ 5 points d'écart-type et l'intervalle de confiance de plus ou moins 10 points. Pour une catégorie représentant 3 % de la population, il faut doubler ces valeurs, ce qui explique les fluctuations importantes des résultats des enfants d'agriculteurs. Les échantillons de répondants des évaluations CE2, affectés par la grève administrative des directeurs d'école pendant cette période, étaient parfois de l'ordre de seulement 2 000 élèves.

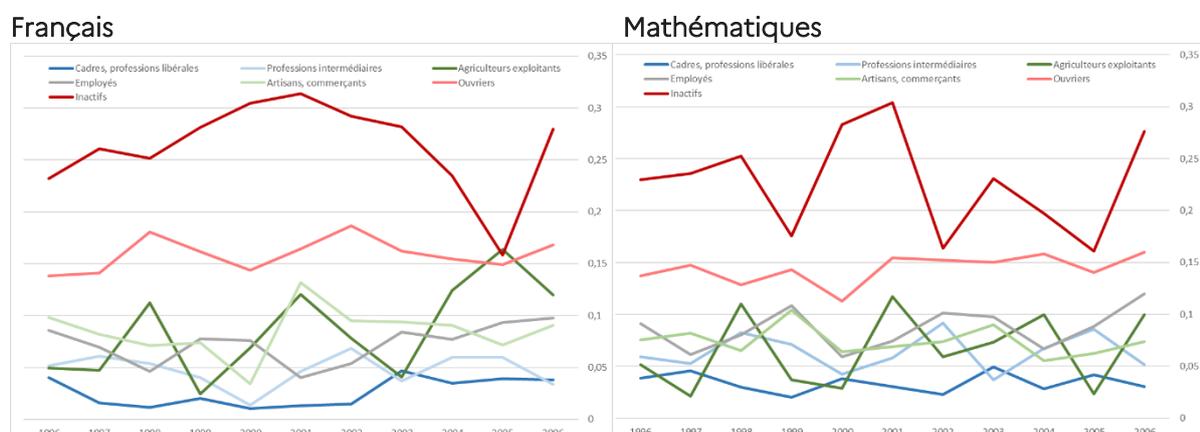
Sur l'ensemble de la période, l'écart entre les enfants de cadres et les enfants d'inactifs est de 1,14 en français et 1,05 en mathématiques ; entre les enfants de cadres et les enfants d'ouvriers, les écarts sont respectivement de 0,85 et 0,77 (donc un peu plus importants en français). Ces valeurs sont proches de celles observées aux évaluations à l'entrée en 6<sup>e</sup> pour les inactifs (mais cette catégorie est un peu floue et la comparabilité peu assurée) et un peu plus faibles pour enfants d'ouvriers (0,95 en français et 0,89 en mathématiques), ce qui pourrait être le signe d'une augmentation des inégalités entre le CE2 et la 6<sup>e</sup>.

Pour les années où les données détaillées sont disponibles (après 1996), il est possible de repérer les élèves sous un certain seuil (en mettant la barre chaque année pour repérer les 10 % les moins bons) et de calculer la proportion d'élèves sous ce seuil dans chaque catégorie sociale. Les conclusions avec

<sup>25</sup> Comme pour la 6<sup>e</sup>, la rentrée 1989 n'a pas fait l'objet de remontées permettant le calcul des inégalités sociales (mais contrairement à la 6<sup>e</sup>, il n'y a pas de panel pour pallier ce manque). C'est aussi le cas de la rentrée 1991 (alors que pour la 6<sup>e</sup>, une page de l'Etat de l'école donnait des résultats par PCS). Les évaluations CE2 se sont arrêtées en 2006 (et non 2007 pour la 6<sup>e</sup>).

cet indicateur sont identiques à celles obtenues avec les scores moyens (FIGURE 11 •) : au-delà des fluctuations pour les petites populations, comme les agriculteurs, il n’y a pas de tendances très nettes : les enfants de cadres supérieurs sont environ 3 % sur l’ensemble de la période à se trouver dans le groupe des élèves en difficulté contre souvent plus de 25 % pour les enfants d’inactifs.

**FIGURE 11 • Évolution de la part d’élèves en difficulté par catégorie sociale à l’entrée de CE2 de 1996 à 2006**

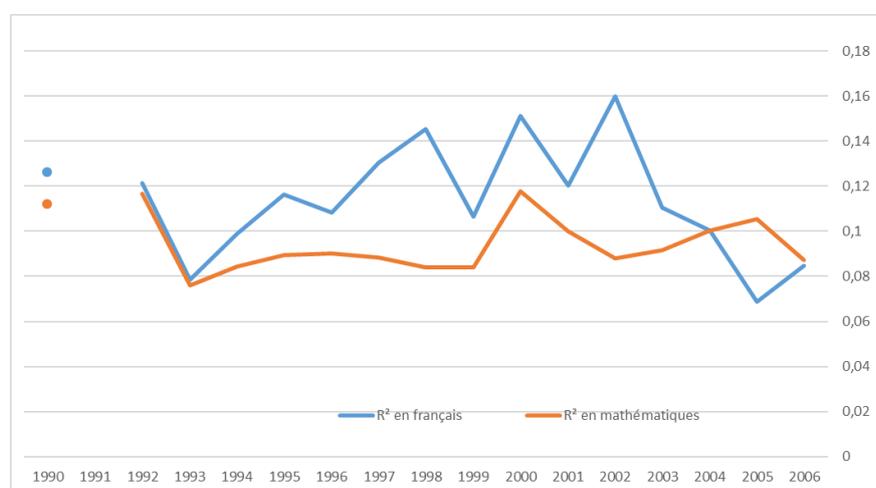


**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation diagnostique de début de CE2, Septembre 1996-2006, DEPP.

De façon cohérente avec l’évolution des moyennes, le  $R^2$  ne présente pas de tendance marquée, en mathématiques mais des variations aléatoires d’une année sur l’autre (FIGURE 12 •). En français, on observe une baisse assez nette en fin de période, cohérente avec ce que nous avons dit de l’évolution des scores moyens par PCS (resserrement entre enfants d’ouvriers et enfants de cadres). Les deux dernières années ont utilisé les mêmes exercices. Rappelons qu’avec un échantillon de 3 000 élèves, l’erreur-type sur le  $R^2$  est de 1 point environ. Cela peut expliquer une partie des fluctuations, le reste étant peut-être dû à des traitements différents des catégories sociales d’une année sur l’autre (traitement des inactifs, catégorie un peu floue, notamment) et à la sensibilité plus ou moins grande des épreuves.

Sur l’ensemble de la période, le  $R^2$  s’établit à 11,4 % en français et 9,5 % en mathématiques. C’est un peu plus bas qu’à l’entrée en 6<sup>e</sup> (13,0 % et 11,8 % respectivement), signe possible d’une certaine augmentation des inégalités sociales à la fin de l’école primaire.

**FIGURE 12 • Évolution des inégalités sociales ( $R^2$ ) à l’entrée de CE2 de 1990 à 2006**



**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation diagnostique de début de CE2, Septembre 1990-2006, DEPP.

## Une estimation d'un « effet vacances » entre le CE1 et la CE2

L'estimation de l'« effet vacances » entre le CM2 et la 6<sup>e</sup> effectuée en 1999, que nous avons présentée plus haut, était accompagnée d'un dispositif équivalent entre le CE1 et le CE2.

Les résultats sont meilleurs en fin de CE1 qu'en début de CE2, ce qui indique, avec les hypothèses faites plus haut, que les compétences des élèves baisseraient de façon non négligeable pendant les vacances d'été. Cependant, cette baisse est variable selon la discipline et selon l'origine sociale.

**TABLEAU 21 • Scores en fin de CE1 et en début de CE2 à une même évaluation**

	Français		Mathématiques		Français		Mathématiques	
	Fin CE1	Début CE2	Evol brute	Evol stand	Evol brute	Evol stand	Fin CE1	Début CE2
Défav.	63,7	58,1	66,4	64,3	-5,6	-0,33	-2,1	-0,13
Fav.	72,1	70,5	74	72,6	-1,6	-0,10	-1,4	-0,09
Ens.	68,4	65,7	70,8	69,4	-2,7	-0,16	-1,4	-0,09

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** dispositif pour évaluer l'effet des vacances d'été, septembre 1998-juin 1999, DEPP.

En français, les élèves en début de CE2 ont un score de 68,4 % d'items réussis soit 2,7 points de moins qu'en fin de CE1 (**TABLEAU 21 •**). La baisse due aux vacances scolaires représente 16 % d'écart-type. En mathématiques, la différence est moins marquée : en début de CE2, les élèves réussissent 69,4 % des items, soit 1,4 point de moins qu'en fin de CE1. En part d'écart-type, la baisse est de 9 points. La différence entre la fin de CE1 et le début CE2 est plus marquée pour les élèves défavorisés par rapport aux élèves favorisés. Pour les seconds, la baisse est de 1,6 point en français, soit un dixième d'écart-type, contre 5,6 points pour les défavorisés, soit un tiers d'écart-type. En mathématiques, la différence entre avant et après les vacances d'été est de 1,4 point pour les élèves favorisés (9 points d'écart-type) contre 2,1 points pour les élèves défavorisés (13 points d'écart-type).

## Les évaluations des panels à l'entrée en CP

**TABLEAU 22 • Inégalités sociales selon la CS du responsable à partir des panels 1997 et 2011**

Niveau	Année	Français				Mathématiques			
		S Cadres	S Ouvriers	S Cadres -S Ouvriers	R <sup>2</sup>	S Cadres	S Ouvriers	S Cadres -S Ouvriers	R <sup>2</sup>
CP	1997	0,52	-0,27	0,79	9,0%	0,36	-0,18	0,54	4,5%
	2011	0,44	-0,25	0,69	9,6%	0,31	-0,15	0,47	5,5%
CE2	1999	0,56	-0,26	0,82	9,0%	0,56	-0,25	0,80	7,8%
6e- CM2	2002	0,63	-0,32	0,95	12,4%	0,58	-0,31	0,90	9,5%
	2016	0,47	-0,28	0,75	9,4%	0,50	-0,28	0,78	9,7%

**Note :** pour le panel 1997, on peut donner en référence les R<sup>2</sup> aux évaluations CE2/6<sup>e</sup> obtenus sur les échantillons « officiels ». Ils sont de 10,6 % en français et 8,4 % en mathématiques en CE2 et de respectivement de 15,4 % et 14,1 % en 6<sup>e</sup>. Si les valeurs sont proches pour le CE2, le panel 1997 donne des inégalités un peu plus faibles que les statistiques « officielles » en 6<sup>e</sup>, peut-être à cause de l'attrition ou parce que les élèves ayant eu plus de deux ans de retard ne sont pas pris en compte. Par ailleurs, l'enquête en CE2 de 2013 peut aussi être utilisée : elle donne un R<sup>2</sup> de 9,7 % en français et 6,6 % en mathématiques, proches des valeurs ci-dessus.

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panels d'élèves entrés en CP en 1997 et 2011, DEPP.

En 1997, la DEPP a lancé le suivi d'un panel d'élèves entrés en CP. Il était accompagné d'un ensemble d'évaluations dans des domaines très variés (compétences en phonologie, en compréhension orale, en calcul, dans le domaine technique, concepts de temps et d'espace...). On a aussi récupéré les

résultats aux évaluations de ces élèves à l'entrée en CE2 (à la rentrée 1999 et à la rentrée 2000 pour les redoublants) et à l'entrée en 6<sup>e</sup> (à la rentrée 2002 et à la rentrée 2003 pour les redoublants).

En 2011, un nouveau panel d'élèves entrants en CP a été lancé. Les évaluations de 1997 ont été reprises à l'identique. Il n'y avait plus et pas encore d'évaluations nationales quand les élèves sont arrivés en 6<sup>e</sup>. Une évaluation spécifique en français et mathématiques a donc été proposée en fin de CM2, en 2016 et 2017 pour les redoublants.

Ce recueil d'informations a montré une nette amélioration des résultats à l'entrée en CP (note d'information n°13.19), qui n'a malheureusement pas été confirmée par une enquête menée sur un échantillon indépendant en début de CE2 en 2013, qui obtenait des résultats similaires aux évaluations en début de CE2 de 1999 (note d'information n°14.19).

Tant en fin de primaire qu'en CP, il y a peu de différences en termes d'inégalités sociales, entre les deux cohortes (**TABLEAU 22 •**). La plus forte divergence concerne le français en fin de primaire : le  $R^2$  passe de 12 % à 9 %. Cette évolution, assez modérée, doit d'ailleurs être prise avec précaution : non seulement les épreuves sont différentes, mais l'évaluation pour le panel 2011 a eu lieu en fin d'année scolaire, ce qui donne, nous l'avons dit, une image plus basse des inégalités sociales.

Si l'on s'intéresse maintenant aux écarts entre niveaux, le constat est différent pour le français et les mathématiques : en français, les inégalités sociales que mettent en évidence les évaluations à l'entrée en CP sont très proches de celles que l'on observe en fin de primaire, avec un  $R^2$  d'environ 10 %, en 1997 et 2011 (le point CE2 spécifique au panel 1997, se situe au même niveau) ; en mathématiques, les inégalités à l'entrée en CP sont plus faibles ( $R^2$  de 5 %) et s'accroissent au fil de l'école primaire (8 % en CE2 et 10 % en 6<sup>e</sup>).

## Les évaluations Repères depuis 2018

Depuis la rentrée 2018, la DEPP organise des évaluations diagnostiques à l'entrée du CP, à la mi CP et en début de CE1 pour l'ensemble des élèves. Il est malheureusement difficile d'utiliser ces évaluations pour étudier les inégalités sociales, car le système d'information du premier degré, avec lequel elles sont naturellement liées, ne comporte pas actuellement de données assez fiables sur les professions des parents<sup>26</sup>. A partir de la rentrée 2019, l'INE des élèves a été récupéré et il est donc théoriquement possible d'apparier ces données avec les systèmes d'information du second degré et de récupérer la PCS. Les premiers élèves pour lesquels cela est possible sont ceux entrés en CE1 en 2019 et n'ayant pas redoublé, arrivant donc en 6<sup>e</sup> en septembre 2023. Nous donnerons un peu plus loin quelques résultats exploratoires sur cette population.

En attendant, nous allons utiliser l'information au niveau école pour caractériser le profil social des élèves (par l'IPS), malgré les limites en termes d'interprétation que nous avons signalées sur les évaluations 6<sup>e</sup>. Cette information provient du dispositif APAE et caractérise les élèves de CM2 des écoles, que l'on retrouve en 6<sup>e</sup> dans les systèmes d'information du second degré comportant la PCS, avec leur école d'origine. On empile plusieurs années pour assurer une meilleure qualité, étant donné les effectifs parfois faibles de certaines écoles.

---

<sup>26</sup> Écartée lors de la mise en place de ce système d'informations, en 2007, pour éviter les polémiques, dans un contexte difficile, l'information sur la PCS n'a été introduite que récemment et n'est pas encore bien remplie.

**TABLEAU 23 • Inégalités selon l'IPS de l'école à partir des évaluations Repère en CP et CE1**

	CP	mi CP	CE1
Reconnaitre les différentes écritures d'une lettre	2,6		
Reconnaitre des lettres parmi des signes	1,3		
Comprendre des mots à l'oral	9,9		9,2
Connaitre le nom des lettres et le son qu'elles produisent	3,3	1,4	
Manipuler des phonèmes	5,0	3,1	
Manipuler des syllabes	6,0		
Comparer des suites de lettres	2,1		
Comprendre des phrases à l'oral	5,9	6,2	6,1
Comprendre des textes à l'oral	7,7		
Lire à voix haute des mots		2,0	3,3
Lire à voix haute des mots inventés			
Lire à voix haute un texte		2,3	3,1
Ecrire des mots dictés		4,9	6,1
Ecrire des syllabes dictées		2,6	4,0
Comprendre des phrases lues seul		2,4	3,4
Comprendre des textes écrits (questions lues par l'élève)			6,0
Comprendre des textes écrits (questions lues par l'enseignant)			8,1
Comparer des suites de lettres			0,9
Comprendre des phrases lues seul			6,1
<b>Score global Français</b>	<b>9,3</b>	<b>5,4</b>	<b>9,9</b>
Placer un nombre sur une ligne numérique	3,5	2,8	4,4
Résoudre des problèmes	6,4	3,9	6,9
Comparer des nombres	2,2	1,4	0,7
Écrire des nombres entiers	1,6	1,2	3,5
Quantifier des collections	1,4		
Lire des nombres entiers	1,3		
Reproduire un assemblage	2,8		
Soustraire		3,0	2,7
Additionner		2,4	4,4
Reconnaître des nombres dictés			3,6
Calculer mentalement			2,5
Reconnaitre et utiliser les notions d'alignement, d'angle droit, d'égalité de longueurs...			3,6
Représenter des nombres entiers			2,4
<b>Score global Mathématiques</b>	<b>5,5</b>	<b>4,1</b>	<b>7,0</b>

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : élèves entrés en CP ou en CE1 en 2018-2022, DEPP.

L'utilisation des résultats aux évaluations dans un cadre statistique pose un peu problème : ces évaluations devant permettre un diagnostic fin des compétences des élèves, elles mesurent de nombreuses dimensions ; de plus, les résultats sont généralement présentés en termes de maîtrise de la compétence et non en termes de scores. Enfin dernière difficulté, si les épreuves aux trois temps de mesure ont un certain nombre d'items en commun et si les épreuves sont reprises presque à l'identique d'une année sur l'autre, il y a des différences qui rendent la comparaison difficile. On ne cherchera pas ici à profiter des parties communes : les scores dans chacune des dimensions, pour chaque temps de mesure et pour chaque année seront centrés sur une moyenne de 0 et un écart-type de 1 ; des scores globaux en français et un en mathématiques seront calculés en faisant la moyenne simple des scores disponibles.

Sur l'ensemble des enquêtes de 2018 à 2002, avec les scores globaux, le niveau de corrélation entre l'IPS de l'école et les scores en français et en mathématiques est très proche de ce que nous avons trouvé sur les panels (**TABLEAU 23 •**) :  $R^2$  d'environ 9 % en début de CP en français et un peu plus de 5 % en mathématiques ; ces inégalités baissent en cours de CP, surtout en français ( $R^2=5,4$  % et 4,1 % en mathématiques), mais remontent en début de CE1, après les vacances scolaires, dont a montré l'influence négative sur les inégalités sociales ( $R^2=9,9$  % en français et 7,4 % en mathématiques, soit 2 points de plus qu'en début de CP et 3 points de plus qu'à la mi CP). Rappelons que la mise en place du dédoublement des classes de CP en REP+ peut avoir un effet de frein sur les inégalités sociales, qui est plus marqué si l'on raisonne, comme ici, au niveau école. L'évolution avec un milieu social individuel entre le CP et le CE1 pourrait être plus négative.

Ces évolutions et surtout le niveau des corrélations varient sensiblement selon les dimensions évaluées. En français, les résultats en compréhension orale (compréhension de mots, de textes et de phrases) sont nettement liés à l'IPS de l'école (les  $R^2$  valent respectivement 9,9 %, 7,7 % et 5,9 %) et en début de CE1 ( $R^2=9,2$  % pour la compréhension de mots et 6,1 % pour la compréhension de phrases)<sup>27</sup>. Les corrélations sont aussi assez fortes pour la manipulation de phonèmes et de syllabes en début de CP, ainsi que l'écriture de mots, la compréhension de textes et de phrases lus seuls, en début de CE1 (environ 6 % de  $R^2$ ) ; la compréhension de texte écrits, quand les questions sont lues par l'enseignant en CE1 est à un niveau un peu plus élevé ( $R^2=8$  %) sans doute parce que la compréhension orale intervient dans cet exercice, ce qui renvoie au lien entre milieu social et maîtrise de la langue évoqué plus haut. En revanche, pour des exercices plus techniques, comme la reconnaissance de lettres ou la comparaison de lettres, le lien entre les lettres et les sons, en début de CP, ou la lecture de mots ou de texte en CE1, les corrélations sont moins nettes ( $R^2$  inférieurs à 4 %).

En mathématiques, la corrélation avec la tonalité sociale de l'école est plus nette en résolution de problèmes ( $R^2=6,4$  % dès le CP), dans le repérage sur une droite numérique ( $R^2=4,4$  % en CE1) et l'addition ( $R^2=4,4$  %).

Les écarts selon la tonalité de l'école ont un peu augmenté à la rentrée 2020, tant en début de CP qu'en début de CE1, sans doute à cause du confinement dû à la crise sanitaire (**TABLEAU 24 •**) : le  $R^2$  passe en français de 8,8 % en 2019 à 10,6 % en 2020 à l'entrée en CP et de 9,0 % à 11,4 % en début de CE1 ; en mathématiques, la hausse est de 5,6 % à 6,8 % en début de CP et de 6,6 % à 8,7 % en début de CE1. Les inégalités ont connu une légère baisse les deux années suivantes.

---

<sup>27</sup> Une étude récente, sur la cohorte ELFE, a aussi mis en évidence de nettes différences entre milieux sociaux dans la maîtrise du vocabulaire, dès l'âge de 2 ans (Grobon, 2019) : en moyenne, les enfants connaissent 74 mots sur les 100 proposés ; ce nombre est de 70 quand la mère n'a pas dépassé le BEPC et de 80, quand au contraire, elle a au moins un bac+3. Cet écart est d'environ 50 % de l'écart-type de l'indicateur.

Ces inégalités peuvent être illustrées en donnant les scores par quintile d'IPS de l'école (**TABLEAU 25** •) : les élèves dans les écoles les moins favorisées se trouvent à plus de 50 % d'écart-type en dessous de la moyenne, en français, tant en début de CP qu'en début de CE1 (l'écart n'est que de 34 % d'écart-type à la mi-CP), alors que les élèves les plus favorisés sont à peu près à un tiers d'écart-type au-dessus aux trois temps de mesures. En mathématiques, les écarts augmentent un peu : -0,41 contre 0,25 en début de CP, et -0,42 contre 0,32 en début de CE1.

**TABLEAU 24 • Évolution des inégalités sociales à partir des évaluations Repère en CP et CE1**

	Français			Mathématiques		
	CP	mi CP	CE1	CP	mi CP	CE1
2018	8,2	4,1	9,4	4,6	4,2	7,1
2019	8,8	5,2	9,0	5,6	4,4	6,6
2020	10,6	6,4	11,4	6,8	4,8	8,7
2021	9,5	5,9	10,0	5,8	4,2	6,7
2022	9,4	5,3	9,9	4,9	3,2	6,1

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : élèves entrés en CP ou en CE1 en 2018-2022, DEPP.

La baisse des inégalités sociales entre le début de CP et la mi-CP peut être interprétée comme un effet égalisateur de l'école sur les compétences, tandis que le retour à un niveau élevé au début de CE1 indiquerait l'effet inverse de la longue période de vacances scolaires d'été, où le développement des enfants dépend surtout de leur famille. Pour le vérifier, une évaluation a été menée en juin 2021, comparable au point d'étape CP et à l'évaluation en début de CE1. Les premiers résultats sont sortis dans la note d'information n°23.17, comparant les performances entre les écoles publiques dans et hors éducation prioritaire. Ces résultats confortent l'hypothèse ci-dessous : entre janvier 2021 et juin 2021, les écarts sociaux ont tendance à baisser, en particulier dans la compréhension de phrases lues par l'élève, la lecture de texte à haute voix et en soustraction. Ils augmentent très légèrement en compréhension de phrases lues par l'enseignant, en écriture de nombres et en résolution de problème.

**TABLEAU 25 • Scores en mathématiques et en français aux évaluations Repères, selon le quintile d'IPS de l'école**

	Français			Mathématiques		
	CP	mi CP	CE1	CP	mi CP	CE1
1 <sup>er</sup> quintile d'IPS	-0,53	-0,34	-0,51	-0,41	-0,32	-0,42
2	-0,11	-0,11	-0,11	-0,08	-0,09	-0,11
3	0,08	0,03	0,07	0,06	0,03	0,04
4	0,20	0,13	0,19	0,15	0,13	0,16
5 <sup>e</sup> quintile d'IPS	0,33	0,29	0,36	0,25	0,25	0,32

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : élèves entrés en CP ou en CE1 en 2018-2022, DEPP.

Concernant l'évolution entre juin 2021 et septembre 2021, devant donner une image précise de l'effet des vacances scolaires, la note d'information indique qu'« après les congés d'été, en mathématiques, le niveau stagne ou baisse dans tous les domaines sauf en résolution de problèmes. Dans le même temps, les écarts de performances entre les élèves selon leur secteur de scolarisation augmentent dans tous les domaines au détriment des ceux scolarisés en éducation prioritaire, notamment en REP+. En français, le niveau augmente pendant les vacances d'été, sauf en écriture. Dans ce domaine, tout comme en lecture à voix haute, les écarts de performances entre les élèves selon leur secteur de scolarisation augmentent. »

**TABLEAU 26 • Résultats en français et en mathématiques aux évaluations Repères pour les élèves entrés en CP en 2018, selon la CS du responsable.**

	CP			Mi CP			CE1		
	N	Français	Mathématiques	N	Français	Mathématiques	N	Français	Mathématiques
Pas retrouvé en 6 <sup>e</sup>	40929	-0,53	-0,50	39617	-0,47	-0,60	83698	-0,63	-0,56
Pas retrouvé en CE1	193371	-0,20	-0,20	189737	-0,21	-0,21			
Agriculteur	7780	0,30	0,27	7594	0,15	0,27	10192	0,17	0,18
Artisan-commerçant	58339	0,12	0,13	56684	0,11	0,15	77734	0,10	0,10
Cadre supérieur	112510	0,47	0,36	108929	0,40	0,40	149243	0,46	0,44
Prof. intermédiaire	73421	0,27	0,22	71447	0,23	0,23	95741	0,25	0,20
Employé	87331	0,09	0,09	84784	0,09	0,09	117024	0,08	0,03
Ouvrier	125827	-0,07	0,00	122887	-0,02	0,00	167207	-0,11	-0,10
Inactifs	52459	-0,38	-0,27	51191	-0,26	-0,28	74926	-0,48	-0,40
Non renseigné	35699	-0,04	-0,01	34602	0,00	-0,01	50632	-0,11	-0,09
R <sup>2</sup> CS		8,4	4,9		5,3	5,3		9,5	7,5
R <sup>2</sup> IPS		12,1	6,8		7,4	7,3		13,0	10,3

Champ : France, Public + Privé sous contrat.  
Source : élèves entrés en CP en 2018, DEPP.

Les élèves entrés en CP en 2018, dont on a généralement récupéré l'INE, lors de leur passation des tests en début de CE1, en 2019, sont arrivés en 6<sup>e</sup> à la rentrée en 2023. Il a été possible, au moment où l'on finissait de rédiger ce document, de récupérer les informations sur la profession des parents connus dans le système d'information du second degré, au moins pour une partie d'entre eux. Nous allons donner quelques résultats exploratoires sur cette population, en attendant un traitement plus poussé des données.

Environ 84 000 élèves de la cohorte n'ont pas été retrouvés en 6<sup>e</sup> : il s'agit sans doute pour une bonne part d'élèves qui ont redoublé entre le CE1 et le 6<sup>e</sup> et que l'on pourra sans doute retrouver à la rentrée 2024, voire 2025 (TABLEAU 26 •). Cette hypothèse paraît cohérente avec les résultats assez faibles que ces élèves ont obtenus aux évaluations à l'entrée en CE1 : environ 60 % d'écart-type en dessous de la moyenne. L'appariement entre l'observation en CP de 2018 et en CE1 de 2019, non fondé sur l'identifiant national, n'est pas non plus parfait, ce qui cause la perte d'un peu moins de 200 000 élèves, un peu en deçà de la moyenne (d'environ 20 % d'écart-type).

Ces problèmes d'appariement, non aléatoires, peuvent avoir un impact, sans doute à la baisse, en écartant des élèves plutôt en difficulté, sur la mesure des inégalités sociales. Celles-ci apparaissent cependant assez fortes : en français, en CP, les enfants de cadres supérieurs se trouvent à 47 points au-dessus de la moyenne en Français contre 7 points en dessous pour les enfants d'ouvriers et 38 points en dessous pour les enfants d'inactifs. Les écarts se réduisent un peu à la mi CP (respectivement 0,40 contre -0,02 et -0,26), mais augmentent en début de CE1 (0,46 contre -0,11 et -0,48). Cette évolution est confirmée par l'analyse du R<sup>2</sup> : de 8,4 % en début de CP à 5,3 % à la mi CP et 9,5 % en CE1. L'ordre

de grandeur est proche de ce qui a été trouvé sur les panels, un peu moins élevé, sans doute à cause des biais de sélection évoqués. Avec l'IPS, les  $R^2$  sont plus élevés, mais suivent la même évolution (13 % en CE1)

En mathématiques, les écarts sont au départ plus faible (0,36 pour les enfants de cadres supérieurs contre -0,27 pour les enfants d'inactifs et des enfants d'ouvriers dans la moyenne), restent stable à la mi CP et augmentent en début de CE1 (0,44 pour les enfants de cadres supérieurs contre -0,40 pour les enfants d'inactifs et -0,10 pour les enfants d'ouvriers) et le  $R^2$  atteint alors 7,5 % avec la CS (10,3 % avec l'IPS) contre 4,9 % au début de CP. Là encore, l'évolution est cohérente avec les résultats sur les panels.

## Évaluations en fin de CP-début de CE1 (1979)

Dans le cadre du panel d'élèves entrant en CP en 1978, un dispositif d'évaluation avait été conçu en fin de CP et en début de CE1, en particulier pour évaluer l'effet du redoublement. Le traitement des données correspondantes est présenté en annexe.

Les écarts apparaissent un peu plus marqués en français qu'en mathématiques (**TABLEAU 27 •**) : les enfants de cadres supérieurs se trouvent à 0,56 écart-type au-dessus de la moyenne en français et 0,48 en mathématiques, les valeurs étant de 0,50 et 0,26 pour les enfants de cadres moyens (la nomenclature est celle de la CSP utilisée jusqu'en 1982), alors que les enfants d'ouvriers sont environ à 0,2 écart-type en dessous dans les deux domaines et les enfants de personnels de services sont à 0,3 écart-type en dessous en français. Cela se traduit par un  $R^2$  un peu plus élevé en français (7,6 % en français contre 5,5 % en mathématiques).

**TABLEAU 27 • Résultats en français et en mathématiques en fin de CP en 1979**

	Score en %		Score standardisé	
	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques
Cadres supérieurs – prof. libérales	83,5	76,9	0,56	0,48
Cadres moyens	82,1	72,8	0,50	0,28
Employés	74,7	70,2	0,15	0,16
Industriels, artisans, commerçants	74,3	71,4	0,13	0,22
Salariés agricoles	52,3	50,8	-0,91	-0,79
Agriculteurs	71,3	70,2	-0,01	0,16
Ouvriers	67,6	63,3	-0,19	-0,18
Autres	69,2	64,5	-0,11	-0,12
Personnels de services	65,2	62,6	-0,30	-0,21
Ensemble	71,6	67,0	0,00	0,00

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panels d'élèves entrés en CP en 1978, DEPP.

Les publications fournissent des progressions entre juin 1979 et décembre 1979 par PCS. Il est donc possible d'estimer les scores par PCS en décembre 1979, en CE1. Les scores ont été standardisés sur les valeurs de juin 1979, ce qui permet d'interpréter, de façon classique, les données en progression par rapport à la situation initiale. Globalement, les taux de réussite ont progressé de 5 points (**TABLEAU 28 •**) : de 67 % en mathématiques à 73 % et de 72 % en français à 77 %. Cela correspond à une progression d'environ un quart d'écart-type ce qui est assez élevé : rappelons en effet que seulement 6 mois séparent les deux prises d'informations, avec une période de vacances peu propice

aux apprentissages. Cela illustre les progressions très rapides en CP et en CE1 dans les domaines évalués.

En français, les progressions sont à peu près semblables selon le milieu social, si l'on excepte les catégories peu nombreuses, qui progressent un peu plus (+0,64 pour les salariés agricoles et +0,41 pour les personnels de services). En mathématiques, les progressions sont un peu plus fortes pour les enfants de cadres supérieurs ou de cadres moyens (+0,33 et +0,37), par rapport aux enfants d'employés ou d'ouvriers (+0,21 et +0,24). Ces évolutions conduisent à une légère diminution du R<sup>2</sup> en français, alors qu'il progresse en mathématiques, les deux indicateurs ayant en CE1 la même valeur (6,9 %).

**TABLEAU 28 • Résultat en français et en mathématiques en début de CE1 en 1979**

	Score en %		Score standardisé	
	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques
Cadres supérieurs – prof. libérales	88,5	83,7	0,80	0,82
Cadres moyens	86,5	80,4	0,70	0,66
Employés	79,4	74,5	0,37	0,37
Industriels, artisans, commerçants	79,7	76,6	0,38	0,47
Salariés agricoles	65,9	59,7	-0,27	-0,36
Agriculteurs	76,6	77,8	0,24	0,53
Ouvriers	72,1	68,3	0,03	0,06
Autres	74,1	68,5	0,12	0,07
Personnels de services	73,9	69,9	0,11	0,14
Ensemble	76,8	72,8	0,25	0,28

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panels d'élèves entrés en CP en 1978, DEPP.

## Les évaluations de l'Ined

Pour donner encore un peu plus de profondeur à notre analyse, nous nous sommes tournés vers les travaux de l'Ined, dont on connaît l'importance dans l'analyse du système éducatif à l'issue de la Seconde guerre mondiale (le panel d'élèves en fin de CM2 en 1962 est notamment une source clef en ce domaine)<sup>28</sup>.

En effet, en collaboration avec l'Inetop, l'Ined a mis en place deux enquêtes cherchant à mesurer les compétences des élèves, le cadre de référence étant plutôt celui de l'intelligence générale que des disciplines scolaires. En 1944, puis en 1965, des échantillons représentatifs d'élèves de 7 à 11 ans ont passé des tests cognitifs standardisés. Nous avons retraité les données pour les comparer aux résultats plus tardifs sur des disciplines scolaires (voir en annexe le détail des traitements).

<sup>28</sup> Deux autres sources, provenant de l'Inetop, pourraient être exploitées, mais les données les concernant semblent plus difficiles à récupérer : une enquête auprès de presque 5 000 élèves de CM2 menée à la fin des années 50 (Reuchlin, 1958) et une autre en fin de 3<sup>e</sup> sur plus de 10 000 élèves au cours des années 60 (Reuchlin, Bacher, 1964).

**TABLEAU 29 • Écarts sociaux au « test mosaïque » en 1944**

	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans
Cultivateurs	-0,38	-0,37	-0,39	-0,32	-0,29
Ouvriers ruraux	-0,30	-0,23	-0,23	-0,25	-0,18
Employés ruraux	0,07	-0,02	0,04	0,05	0,05
Ouvriers urbains	0,00	-0,02	-0,02	-0,03	-0,03
Employés urbains	0,25	0,25	0,24	0,23	0,18
Cadres, ind. Et comm.	0,35	0,35	0,37	0,33	0,29
Prof. Intel. et libérales	0,84	0,86	0,84	0,72	0,66
R <sup>2</sup>	8,3%	7,7%	8,0%	6,3%	4,6%

Champ : France métropolitaine.

Source : élèves de 7 à 12 ans en 1944, Ined.

**TABLEAU 30 • Écarts sociaux à des tests de QI en 1965**

	%	Score 7-12 ans	CP
Agriculteurs	16,3	-0,25	-0,32
Ouvriers spécialisés	23,4	-0,30	-0,25
Ouvriers qualifiés	19,0	-0,03	0,05
Employés	11,3	0,18	0,23
Commerçants	8,7	0,26	0,30
Cadres	15,0	0,67	0,75
R <sup>2</sup>		0,12	0,14

Champ : France métropolitaine.

Source : élèves de 7 à 12 ans en 1965, Ined.

En 1944, à 7 ans, à une évaluation appelée « test mosaïque », mesurant différentes dimensions de l'intelligence (d'où le qualificatif de « mosaïque »), les enfants de cadres ont un score de 35 points d'écart-type supérieurs à la moyenne contre 38 points en dessous pour les cultivateurs (TABLEAU 29 •). Le R<sup>2</sup> associé à ces écarts est de 8,6 %. C'est un niveau très similaire à ce que nous avons mis en évidence à l'entrée en CP, avec une structure sociale très différente (l'importance accordée ici au lieu de résidence dans la nomenclature se justifie notamment par la différence entre ouvriers urbains et ouvriers ruraux, avec un score dans la moyenne pour les premiers et 30 points en dessous en CP pour les seconds). Les écarts sont assez proches à 8 et 9 ans. Ils diminuent ensuite, en particulier à 11 ans, avec un R<sup>2</sup> de 4,8 %. Cela pourrait venir d'un effet de sélection : à cet âge, un certain nombre de jeunes performants de milieux sociaux favorisés sont déjà passés dans l'enseignement secondaire.

En 1965, l'Ined a réalisé une nouvelle évaluation avec des tests de QI. Les écarts sont marqués selon le milieu social, tant sur l'ensemble des élèves que sur les seuls élèves de CP (TABLEAU 30 •) : les enfants de cadres se situent à deux tiers d'écart-type au-dessus de la moyenne sur l'ensemble des élèves (trois quarts d'écart-type en CP), alors que les ouvriers spécialisés sont à 30 points en dessous sur l'ensemble (25 points en CP). Le R<sup>2</sup> est à peu près identique sur les deux populations, un peu plus importants en CP (14 % contre 12 % sur l'ensemble).

## ➤ Les inégalités au collège et au début du lycée

Nous allons maintenant étudier les inégalités sociales, à la fin de la scolarité obligatoire, la troisième ou la seconde.

### Les évaluations PISA depuis 2000

Il paraît naturel de commencer par PISA, dont la publication de l'édition de 2012 est sans doute un jalon important dans les discussions sur les inégalités sociales. Rappelons que cette enquête a lieu tous les 3 ans depuis 2000, en compréhension de l'écrit, culture mathématique et culture scientifique, l'un des domaines faisant l'objet d'une attention particulière à chaque édition. Même si la PCS est disponible dans des versions particulières des fichiers, nous allons ici présenter les inégalités en utilisant l'indice SESC, qui synthétise un certain nombre d'informations sur la profession et le diplôme des parents, les conditions de vie (possession de certains éléments). Nous montrerons plus loin l'intérêt d'utiliser l'indice HISEI fondé uniquement sur la profession des deux parents. L'avantage de l'indice SESC est que les indicateurs d'inégalités le concernant ont presque tous été publiés dans les rapports de l'OCDE et que nous les avons simplement compilés (il a seulement fallu extrapoler les valeurs en 2009 pour la culture mathématique et la culture scientifique : voir en annexe les sources des valeurs).

L'un des intérêts de PISA est de fournir des résultats comparables dans les trois domaines depuis 2000. Cela va permettre de bien distinguer trois éléments mentionnés dans l'introduction : les inégalités de compétences, les inégalités sociales brutes et les inégalités sociales relatives. Cela nuance un peu le message sur la situation défavorable de la France par rapport aux autres pays et en termes d'évolution<sup>29</sup>.

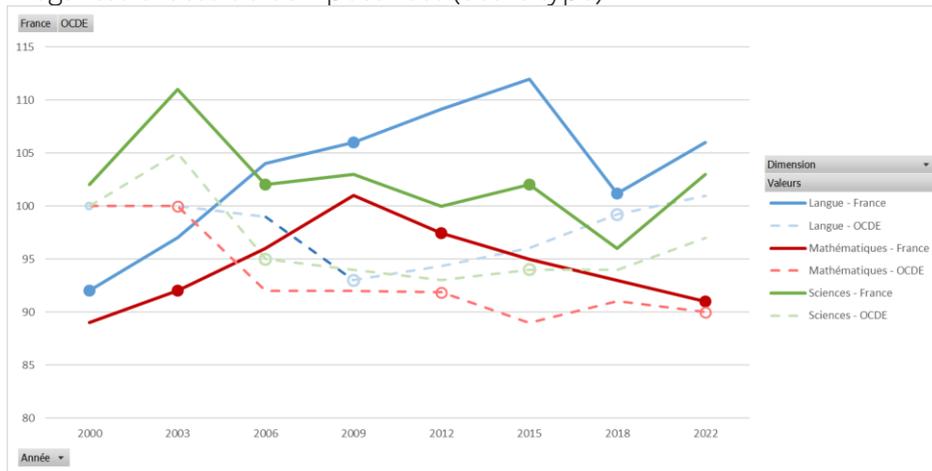
En termes d'inégalités brutes de compétences, mesurées par l'écart-type des scores, les évolutions sont assez différentes entre la culture scientifique d'une part et la compréhension de l'écrit et la culture mathématique d'autre part (**FIGURE 13 •**). Pour la culture scientifique, il n'y a pas de tendance nette : pour la France, l'écart-type est identique (102) en 2006 et 2015 (années où cette discipline a été évaluée en majeur, ce qui assure la robustesse des indicateurs) ; la valeur a été ponctuellement élevée en 2003 (112) et a un peu baissé en 2018 (96) et a remonté un peu en 2022 (103) ; la dispersion dans les autres pays de l'OCDE est en moyenne toujours inférieure, mais l'écart est assez faible (2 points en 2018). En mathématiques et compréhension de l'écrit, la dispersion en France était au départ sensiblement plus basse que dans les autres pays de l'OCDE : l'écart-type en France valait 92 en 2000 en compréhension de l'écrit (contre 100 pour les autres pays) et 92 aussi en 2003 en culture mathématique (contre 100 pour les autres pays) ; ensuite les deux populations ont suivi des évolutions inversées : l'écart-type a d'abord nettement augmenté en France, surtout en compréhension de l'écrit (106 en 2009 en compréhension de l'écrit, puis même 112 en 2015 ; 97 en 2012 en culture mathématique), avant de baisser un peu en fin de période (103 en compréhension de l'écrit et 91 en culture mathématique en 2022) ; la dispersion dans les autres pays de l'OCDE a elle plutôt baissé (93 en compréhension de l'écrit en 2009 et 92 en culture mathématique en 2012), mais remonte nettement en fin de période en compréhension de l'écrit pour rejoindre le niveau français (101).

---

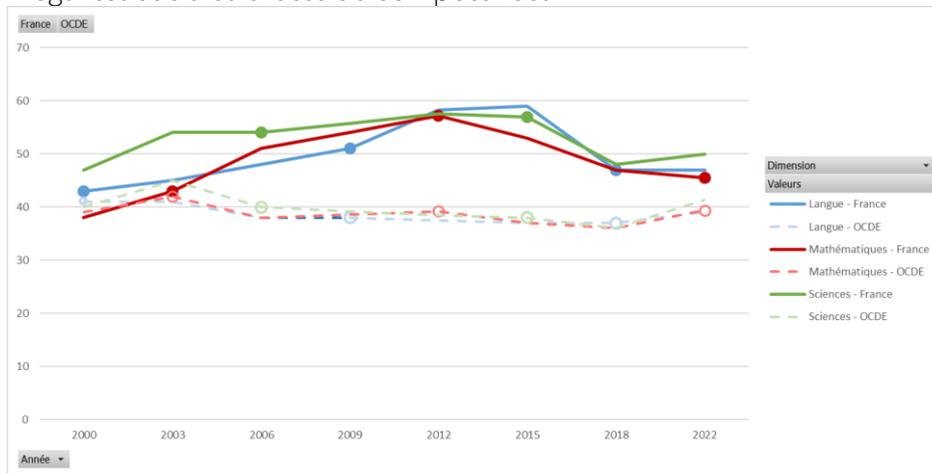
<sup>29</sup> L'aspect international est ici exploité de façon minimale, des analyses plus fines, distinguant la situation des différents pays pourraient être faites. De même, les autres enquêtes internationales, comme PIRLS et TIMSS, pourront être utilisées dans une version ultérieure de ce document.

**FIGURE 13 • Inégalités sociales (indice SESC) depuis 2000 dans les enquêtes PISA**

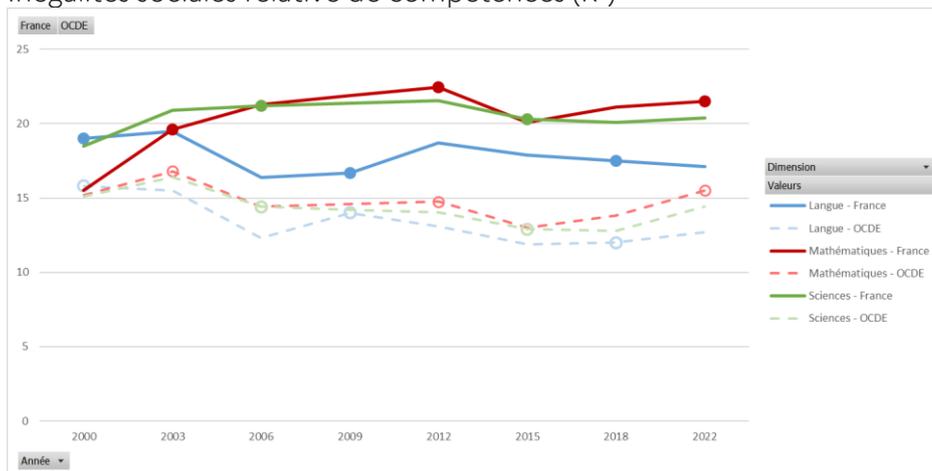
Inégalités brutes de compétences (écart-type)



Inégalités sociales brutes de compétences



Inégalités sociales relative de compétences ( $R^2$ )

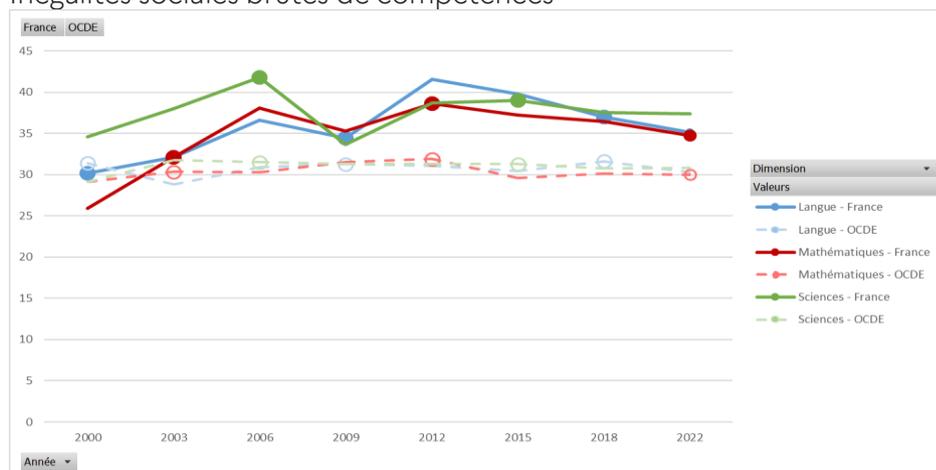


Champ : France. + Pays de l'OCDE

Source : enquête PISA, MENJ-DEPP, OCDE-PISA

**FIGURE 14 • Inégalités sociales (indice HISEI) de compétences depuis 2000 dans les enquêtes PISA**

### Inégalités sociales brutes de compétences



### Inégalités sociales relative de compétences ( $R^2$ )



**Champ :** France. + Pays de l'OCDE  
**Source :** enquête PISA, MENJ-DEPP, OCDE-PISA

Pour les pays de l'OCDE, les inégalités sociales brutes ont légèrement baissé sur l'ensemble de la période : un point d'indice SES provoquait une différence de 40 points de scores dans les trois domaines en 2000 ; la différence est plutôt de 35 points en 2018, mais elle se rapproche de 40 points en 2022 (peut-être du fait de la crise sanitaire). En France, l'évolution est différente : en culture scientifique, les inégalités sociales ont dès le départ été assez élevées (une différence de 54 points en 2003 pour un point d'indice SES) et ont peu évolué ensuite ; en compréhension de l'écrit et en culture mathématiques, les inégalités sociales en France étaient par contre au départ proches des moyennes OCDE et ont ensuite sensiblement augmenté (la différence de score pour un point d'indice SES est d'environ 55 points en 2012 et 2015), avant de baisser en 2018 et 2022 (on passe sous la barre des 50 points).

Il y a donc une évolution parallèle des inégalités brutes de compétences et des inégalités sociales brutes, qui peut suggérer soit que les inégalités de score augmentent ou baissent à cause des évolutions des écarts de réussite entre milieux sociaux, soit au contraire que les écarts sociaux suivent l'évolution des différences entre les meilleurs et les moins bons. L'étude des inégalités relatives nous semble plutôt faire pencher vers la deuxième interprétation pour la France, en tout cas en culture scientifique et en compréhension de l'écrit : les valeurs n'ont pas de tendance nette sur la période ( $R^2$  d'environ 20 % en culture scientifique, autour de 17 % en compréhension de l'écrit), ce qui indique que les écarts sociaux évoluent comme la dispersion ni plus ni moins. En culture mathématique, il y a toutefois une tendance à la hausse des inégalités relatives ( $R^2$  de 19,6 % en 2003 contre 15,5 % en

2000, puis 21,5 % en 2022), alors que depuis 2009, la dispersion brute diminue, ce qui provoque une baisse des inégalités sociales brutes. Dans les autres pays de l'OCDE, au contraire, le R<sup>2</sup> est plutôt à la baisse, ce qui est cohérent avec une baisse des inégalités sociales brutes, alors que la dispersion évolue peu.

Si les résultats que nous venons de présenter ont l'avantage d'être « officiels » en étant tirés des publications de l'OCDE, ils sont cependant tributaires du fait que la méthodologie dans la construction des indices a parfois changé. Trois changements importants sont à signaler :

- En 2012, la refonte de la nomenclature ISCO des professions datant de 2008 a été mise en œuvre dans les données et le calcul de l'indice HISEI a été revu en conséquence.
- En 2015, la méthodologie de l'indice ESCS a été changée et des valeurs pour les années antérieures ont été diffusées (nous appellerons les nouvelles valeurs ESCS trend et les anciennes ESCS historiques).
- En 2022, la méthodologie de l'indice ESCS a encore été modifiée. Des valeurs pour 2015 et 2012 ont été diffusées, que nous n'avons pas utilisées ici, pour privilégier la comparabilité depuis 2000.

Nous sommes revenus aux données individuelles pour déterminer comment ces changements avaient modifié la prise en compte du milieu social (**TABLEAU 31 •**). La situation de l'indice HISEI est assez claire, avec une nette rupture de série en 2012, tant en France que dans l'ensemble des pays de l'OCDE : dans les deux populations ; jusqu'en 2009, la valeur moyenne était entre 48 et 49 (avec des fluctuations de quelques dixièmes d'une année sur l'autre, seule la valeur de 47 paraît un peu basse en France en 2009) et un écart-type un peu inférieur à 17 ; à partir de 2012, la moyenne est plutôt comprise entre 51 et 52 et l'écart-type proche de 22. Il est rassurant de ne pas noter de changement notable de la situation de la France (dans la moyenne des pays de l'OCDE, tant en moyenne qu'en dispersion). Pour mener des analyses longitudinales avec le HISEI, il paraît préférable de le centrer chaque année sur une valeur de 0 et un écart-type de 1.

**TABLEAU 31 • Évolution des indices HISEI et ESCS**

année	OCDE						France					
	HISEI		ESCS histo		ESCS trend		HISEI		ESCS histo		ESCS trend	
	M	σ	M	σ	M	σ	M	σ	M	σ	M	σ
2000	48,8	16,4	0,01	1	-0,41	1,08	48,3	16,9	-0,15	0,84	-0,57	0,88
2003	48,8	16,4	0	1	-0,35	1,21	48,7	16,8	-0,08	0,93	-0,54	1,08
2006	48,7	16,5	-0,01	1	-0,26	1,05	48,6	16,6	-0,09	0,86	-0,43	0,91
2009	49,3	16,4	0	1	-0,12	1,02	46,9	17,0	-0,13	0,84	-0,28	0,85
2012	50,7	21,6	0	1	-0,06	1,03	51,8	21,4	-0,04	0,80	-0,12	0,78
2015	51,8	21,8	-0,03	1,01	-0,03	1,01	51,3	21,6	-0,14	0,80	-0,14	0,80
2018	52,5	22,1	0	1,01	0,00	1,01	51,5	22,0	-0,03	0,90	-0,03	0,90
2022	54,0	22,2	0,03	0,98	0,03	0,98	53,1	22,1	0,00	0,92	0,00	0,92

Champ : France. + Pays de l'OCDE

Source : enquête PISA, MENJ-DEPP, OCDE-PISA

C'est le choix qui a été fait pour l'indice ESCS historique et il paraît dans les données bien respecté (les petits décalages peuvent venir du fait que le champ des pays de l'OCDE s'élargit régulièrement : nous avons retenu la situation en 2010, avant l'intégration de la Lettonie, de la Lituanie, de la Colombie et du Costa Rica). Les moyennes françaises fluctuent un peu (de -0,04 à -0,15), mais ce n'est pas un écart beaucoup plus grand que pour l'HISEI (la baisse de 1,7 point entre 2006 et 2009 correspond à 10 % d'écart-type) et probablement l'effet de l'échantillonnage. L'écart-type de 0,93 en 2003 paraît toutefois assez élevé, ce qui a un impact sur certains indicateurs d'inégalités sociales, nous l'avons dit.

L'indice ESCS trend diffusé de façon rétrospective (par construction égal à l'indice historique pour 2015, 2018 et 2022) a une évolution plus particulière : les moyennes décroissent de façon très nette en remontant le temps, pour atteindre -0,41 pour les pays de l'OCDE et -0,57 pour la France (l'écart entre les deux populations observées avec l'indice ESCS historique est heureusement respecté). Les évolutions de l'écart-type sont encore plus surprenantes : pour les pays de l'OCDE, on atteint 1,21 en 2003 (contre 1,05 en 2006 : l'hétérogénéité sociale aurait diminué de 15 % en 3 ans). Les évolutions en France sont encore plus fortes : l'écart-type est 1,08 en 2003 (déjà un point haut) contre 0,78 en 2012 (soit une baisse de 25 % de l'hétérogénéité sociale en 10 ans).

Ces évolutions un peu étranges nous ont incités à recalculer les indicateurs d'inégalités sociales avec les deux ESCS. Les deux variables donnent des résultats et très proches des valeurs présentées plus hauts. Deux divergences sont seulement notables : en 2009, les  $R^2$  calculés pour la culture mathématique et la culture scientifique sont un peu plus basses que les valeurs indiquées plus haut (de 2 points environ) : rappelons que celles-ci sont des extrapolations à partir des points 2006 et 2012, car il n'y a pas eu de valeurs publiées. Comme ces deux domaines étaient évalués en mineur en 2009, il n'est pas certain que les valeurs calculées soient très fiables et que cette baisse de deux points par rapport à 2006 ou 2012 (aux indicateurs très proches) soit bien robuste. L'autre divergence concerne le point 2000 : les valeurs que nous avons calculées sont sensiblement plus basses que les valeurs publiées ( $R^2$  de 16 % par exemple en compréhension de l'écrit contre 19 % en valeurs publiées), que l'on utilise l'ESCS historique ou l'ESCS de 2015. Nous avons préféré maintenir ce que l'OCDE avait publié.

Ces difficultés nous ont incités à reproduire l'analyse avec l'indice HISEI, qui, à la rupture de série près de 2018, facilement traitable par standardisation, paraît plus robuste (**FIGURE 14 •**). Sans diverger fortement des tendances avec le SESC, les inégalités sociales avec l'indice HISEI donne une image un peu différente. Ainsi, alors que le  $R^2$  avec le SESC baisse tendanciellement entre 2000 et 2018 dans les trois domaines, pour l'ensemble des pays de l'OCDE, l'évolution est beaucoup plus « plate » pour l'indice HISEI. Cela suggère que les inégalités sociales auraient plutôt baisser sur les autres composantes du ESCS (le diplôme des parents et les possessions matérielles). Concernant les valeurs françaises, le constat est aussi un peu différent : il y a une légère tendance à la hausse des  $R^2$  en compréhension de l'écrit avec le HISEI (alors que les valeurs sont stables avec le ESCS) mais elle se renverse en 2022 ; concernant la culture mathématique et la culture scientifique, ce sont surtout les points 2006 (très haut) et 2009 (plutôt bas) qui interrogent un peu. En tout cas, le niveau élevé d'inégalités sociales en France, en particulier à partir de 2012 est bien confirmé avec l'indice HISEI. Les commentaires sont proches quand on considère les inégalités brutes : l'effet d'un écart-type d'indice HISEI en plus sur les scores a augmenté en culture mathématique et compréhension de l'écrit jusqu'en 2012 et tend à baisser depuis.

Pour le point 2022, on constate une baisse des inégalités sociales relatives (le  $R^2$ ) en compréhension de l'écrit et en culture scientifique, mais comme la dispersion brute augmente, les écarts sociaux brutes dans des deux domaines ont stagné. En mathématiques, c'est le phénomène inverse, les inégalités sociales relatives stagnent depuis 2012, mais comme la dispersion brute diminue, les écarts sociaux brutes diminuent aussi (la pente passe de 39 à 35).

## Les évaluations de compétences de bases en fin de 3<sup>e</sup> de 2007 à 2012

Comme en fin de CM2, la DEPP a mis en place en 2007 des évaluations des compétences de base en français et en mathématiques, à la fin de la troisième, qui ont été renouvelées jusqu'en 2012. Ce dispositif a montré une certaine baisse des résultats, plus marquée en éducation prioritaire (Stéfanou, 2016) : la part des élèves maîtrisant les compétences de base en français est passée de 54,8 % en Eclair en 2007 (à l'époque, l'éducation prioritaire renforcée était constituée des collèges RAR, mais la correspondance avec les collèges Eclair de 2011 est très forte) à 42,4 % en 2012 ; dans le secteur public hors EP, la baisse est tout de même de 80,3 % à 75,4 % (TABLEAU 32 •).

**TABLEAU 32 • Maîtrise des compétences de base en mathématiques et en français, en fin de 3<sup>e</sup>, de 2007 à 2012 selon le type d'établissement**

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
	Français					
Secteur public hors EP	80,3%	81,7%	81,6%	76,7%	79,3%	75,4%
RRS	70,5%	68,5%	68,0%	65,3%	64,8%	63,1%
Éclair	54,8%	50,9%	50,6%	46,5%	46,6%	42,4%
Secteur privé	87,7%	91,2%	90,1%	87,5%	85,4%	86,6%
	Mathématiques					
Secteur public hors EP	90,5%	90,5%	89,6%	87,9%	89,7%	87,6%
RRS	81,2%	81,8%	81,9%	78,7%	78,0%	78,6%
Éclair	71,0%	68,9%	66,0%	67,1%	64,7%	63,5%
Secteur privé	93,2%	95,7%	96,5%	93,4%	94,6%	95,3%

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** Évaluations en français et en mathématiques des élèves de troisième, mars 2007-2012, DEPP.

Pour mesurer les inégalités sociales, il faut normalement avoir l'origine sociale au niveau individuel, ce qui n'est possible que pour les années 2009 et 2010. Les écarts sont un peu plus marqués que ceux mis en évidence en fin de CM2 (TABLEAU 33 •) : les cadres supérieurs ont en français un score de 57 points au-dessus de la moyenne contre 28 points en dessous pour les enfants d'ouvriers, soit une différence de 85 points (contre 75 points en CM2) ; les valeurs sont quasi identiques en mathématiques.

En termes d'évolution, il est sans doute hasardeux d'établir une tendance à partir des deux seules années où la PCS individuelle est disponible : on note une augmentation assez marquée (l'écart entre enfants de cadres supérieurs et enfants d'ouvriers passe de 0,77 à 0,94 en français), mais les échantillons sont tout de même limités (TABLEAU 34 •). Nous avons donc calculé les écarts selon l'IPS du collège, qui s'ils ne mesurent pas, nous l'avons vu, tout à fait la même chose que les inégalités sociales à un niveau individuel, évoluent sans doute de façon relativement parallèle. Avec cet indicateur, il n'y a pas de tendance nette entre 2007 et 2012 : le R<sup>2</sup> passe de 11,3 % en français en 2007 à 10,3 % en 2012 ; en mathématiques, l'évolution est encore plus faible. Ce résultat peut sembler un peu contradictoire avec le constat de baisse particulièrement marquée en éducation prioritaire que nous avons rappelé plus haut. Il y a deux explications à cela : d'une part, même si elle est moins marquée, il y a aussi une baisse hors éducation prioritaire ; d'autre part, les collèges ECLAIR ne regroupent que 5 % des élèves et dans les collèges un peu moins défavorisés, la situation ne s'est pas dégradée de façon aussi forte (dans le tableau recopié plus haut, la tendance en RRS est effectivement moins négative qu'en ECLAIR). Quoi qu'il en soit, il faut être prudent pour transposer cette stabilité des écarts entre collèges selon la tonalité sociale, à l'étude des inégalités sociales individuelles.

**TABLEAU 33 • Résultats aux évaluations des compétences de base en mathématiques et en français de 2009 à 2010, en fin de 3<sup>e</sup>, par CS du responsable.**

	N	Français		Mathématiques	
		Score	% dans le 1 <sup>er</sup> décile		Score
Agriculteur	213	0,14	0,35	4,0	3,3
Artisan-commerçant	1104	0,05	0,05	7,8	7,1
Cadre supérieur	1988	0,57	0,59	3,8	2,6
Profession intermédiaire	1637	0,15	0,09	6,9	6,9
Employé	2338	0,01	0,00	9,2	8,7
Ouvrier	3628	-0,28	-0,29	12,8	14,5
Retraités	305	-0,26	-0,24	13,3	15,2
Inactifs	1951	-0,54	-0,53	23,2	22,2
Non renseigné	736	-0,39	-0,33	18,2	18,5

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : Évaluations en français et en mathématiques des élèves de troisième, mars 2009-2010, DEPP.

**TABLEAU 34 • Evolution des inégalités sociales selon la CS du responsable ou l'IPS du collège aux évaluations des compétences de base en mathématiques et en français, en fin de 3<sup>e</sup>, de 2007 à 2012**

	Français			Mathématiques		
	S Cadres -S Ouvriers	R <sup>2</sup> PCSR	R <sup>2</sup> IPS collège	S Cadres -S Ouvriers	R <sup>2</sup> PCSR	R <sup>2</sup> IPS collège
2007			11,3			11,9
2008			14,1			12,5
2009	0,77	10,0	11,0	0,81	11,2	10,9
2010	0,94	13,4	13,1	0,94	12,8	13,3
2011			11,0			10,4
2012			10,3			11,4

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : Évaluations en français et en mathématiques des élèves de troisième, mars 2007-2012, DEPP.

## Les évaluations Cedre en fin de 3<sup>e</sup>

Le dispositif Cedre utilisé plus haut en fin de CM2 existe aussi en fin de 3<sup>e</sup> depuis 2003. Actuellement, on peut se faire une idée des inégalités sociales dans toutes les disciplines, sauf les mathématiques (La PCS n'a pu être récupérée dans les fichiers correspondants). Il n'y a pas d'évolution très marquée des inégalités sociales en maîtrise de la langue (**TABLEAU 35 •**) : 36 ou 37 points de score Cedre séparent les enfants d'ouvriers des enfants de cadres supérieurs et les R<sup>2</sup> évoluent peu (notons qu'en 2003, le milieu social n'a pu être récupéré que pour la moitié des élèves). En sciences, l'écart en termes de scores bruts est aussi constant entre 2007 et 2018, mais le R<sup>2</sup> augmente assez nettement (de 7,5 % à 10,2 %), à cause de la progression de la part des inactifs et de la dégradation de leurs performances. Les écarts en langues vivantes restent stables entre 2010 et 2013. Enfin, en histoire-géographie, il n'y a pas non plus d'évolution très nette entre 2012 et 2017.

**TABLEAU 35 • Inégalités sociales dans le dispositif Cedre en fin de 3<sup>e</sup>**

Année	Discipline	N	Score	S Cadres	S Ouvriers	S Cadres -S Ouvriers	R <sup>2</sup>
2003	Maîtrise de la langue	18222	250	273	236	37	8,8%
2007	Sciences	7948	250	272	237	35	7,5%
2009	Maîtrise de la langue	5142	244	266	229	37	8,2%
2010	LV-Ecrit	4195	253	279	237	43	6,9%
2012	Histoire-Géographie	4476	240	266	227	38	9,5%
2013	Sciences	8654	250	273	237	36	8,1%
2015	Maîtrise de la langue	6864	250	273	237	36	8,1%
2016	LV-Ecrit	3857	279	312	259	53	7,3%
2017	Histoire-Géographie	4541	245	271	231	40	10,2%
2018	Sciences	4685	238	265	230	35	10,2%

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : enquête Cedre, 2003-2018, DEPP.

Pour l'ensemble des disciplines, il est possible de revenir aux écarts selon la tonalité sociale du collège (**TABLEAU 36 •**), qui ont été publiés dans les dernières *Notes d'information* (n<sup>os</sup>16.21, 17.20, 18.17, 19.33, 20.34). Notons qu'en 2015, l'évaluation des compétences générales a été remplacée par une évaluation de la littératie non comparable. Les écarts entre collèges restent assez modérés en allemand et en espagnol (environ 30 points de score Cedre séparent les collèges favorisés et défavorisés), mais ils sont plus nets en anglais et augmentent entre 2004 et 2016 (de 39 points à 50 en compréhension de l'écrit). En histoire-géographie, les écarts sont stables, à un niveau modéré, comme en sciences. En mathématiques, les écarts entre collèges ont augmenté entre 2008 et 2014 pour atteindre presque 50 points de score Cedre (soit un écart-type) et ont chuté à 34 points (soit deux tiers d'écart-type en 2019).

**TABLEAU 36 • Écarts selon la tonalité sociale du collège dans le dispositif Cedre (différence de scores entre les écoles dans le quartile d'IPS le plus haut et celles dans le quartile le plus bas)**

	Cycle	Année 1	Année 2	Année 3
Littératie	2015			38
Allemand écrit	2004-2010-2016	34	37	34
Allemand Oral	2004-2010-2016	32	28	28
Anglais écrit	2004-2010-2016	39	43	50
Anglais Oral	2004-2010-2016	43	37	46
Espagnol écrit	2004-2010-2016		27	26
Espagnol Oral	2004-2010-2016		29	23
Histoire-géographie	2006-2012-2017	32	35	36
Sciences	2007-2013-2018	28	34	30
Mathématiques	2008-2014-2019	40	49	34

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : enquête Cedre, 2004-2018, DEPP.

## Le diplôme national du brevet

Le diplôme national du brevet (DNB) est une source intéressante pour étudier les inégalités sociales. Certes, il repose sur des évaluations moins standardisées que celles développées à la DEPP ; la correction dépend du contexte (mais c'est sans doute aussi partiellement le cas des évaluations nationales exhaustives) ; il a subi en 2017 des modifications majeures. Cependant, si tous ces inconvénients empêchent d'utiliser le DNB pour estimer l'évolution du niveau moyen, ils sont sans doute moins dirimants pour étudier les inégalités sociales.

**TABLEAU 37 • Notes moyennes aux épreuves écrites du DNB en mathématiques et en français, en 2002 et 2022, par CS du responsable.**

	2002				2022			
	Français Ecrit		Mathématiques Ecrit		Français Ecrit		Mathématiques Ecrit	
	Brut	Stan.	Brut	Stan.	Brut	Stan.	Brut	Stan.
Agriculteur	10,5	0,03	10,8	0,31	10,5	0,07	11,2	0,27
Artisan-commerçant	10,4	0,00	9,6	0,04	10,5	0,05	10,3	0,09
Cadre supérieur	11,8	0,44	11,8	0,52	12,2	0,54	13,1	0,64
Prof. intermédiaire	11,0	0,16	10,2	0,17	11,0	0,20	10,9	0,21
Employé	10,5	0,01	9,1	-0,05	10,0	-0,07	9,1	-0,12
Ouvrier	9,7	-0,24	8,1	-0,27	9,2	-0,31	8,1	-0,32
Inactif	9,3	-0,35	7,2	-0,47	8,7	-0,44	7,2	-0,48
Ensemble-Moyenne	10,4	0	9,4	0	10,3	0	9,8	0
Ensemble-Ecart-type	3,2	1	4,7	1	3,5	1	5,3	1

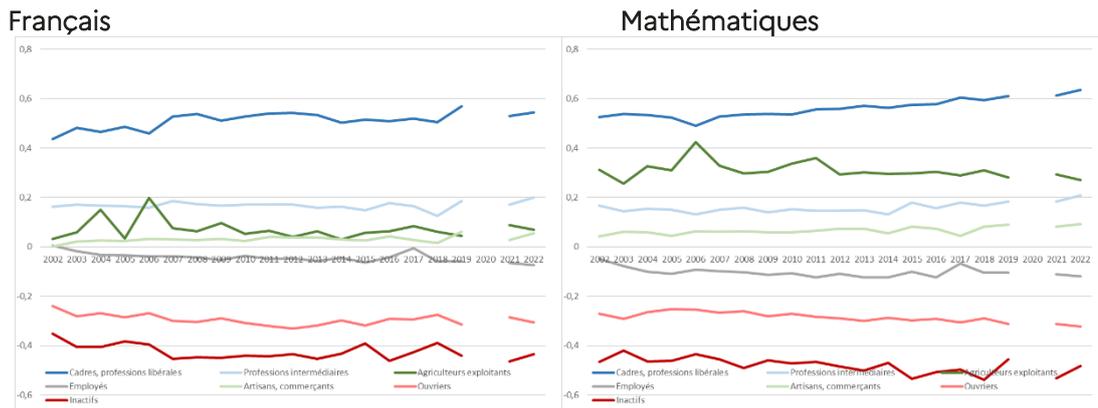
**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP.

Les écarts selon le milieu social sont très importants, tant en 2022 qu'en 2002 (**TABLEAU 37 •**). A l'épreuve écrite de français du DNB, les enfants d'ouvriers ont eu en moyenne, en 2022, une note de 9,2 sur 20 contre 12,2 sur 20 pour les enfants de cadres supérieurs. L'écart-type de cette note étant de 3,5, en notes standardisées, l'écart est de presque un écart-type. En mathématiques, la note moyenne des enfants d'ouvriers est de 8,1 sur 20 contre 13,1 pour les enfants de cadres supérieurs, ce qui avec un écart-type de 5,3 points, donne un écart standardisé de 1,12 écart-type. Les écarts étaient moins prononcés en 2002 : 0,68 écart-type en français et 0,79 en mathématiques. Ceci dit, la comparabilité entre les épreuves d'une année sur l'autre n'est pas assurée, surtout avec la refonte de 2017, et, même si le problème est moins net que pour les moyennes, la différence entre 2002 et 2022 peut tenir à la nature des exercices. Pour mieux mesurer l'évolution des inégalités sociales, il paraît utile de prendre en compte l'ensemble des points entre 2002 et 2022.

La tendance la plus nette concerne les notes des enfants de cadres supérieurs, qui progressent nettement entre 2002 et 2022, surtout en mathématiques (**FIGURE 15 •**). Les notes des professions intermédiaires sont plutôt en hausse en mathématiques. En revanche, l'évolution est plutôt négative, surtout entre 2002 et 2016, pour les enfants d'employés. Il en va de même pour les enfants d'ouvriers et d'inactifs. Au final, même si les évolutions sont assez modérées, les écarts s'accroissent selon le milieu social au DNB.

**FIGURE 15 • Évolution des notes moyennes par catégorie sociale au DNB de 2002 à 2022**



**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP.

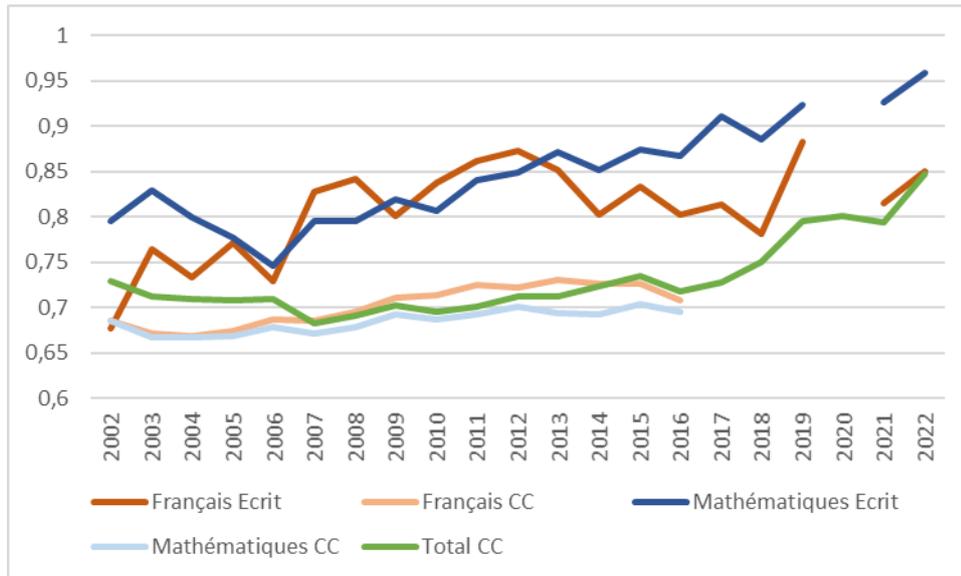
Nous allons affiner cette analyse, en nous limitant à l'écart standardisé entre enfants de cadres supérieurs et enfants d'ouvriers, mais en ajoutant les notes de contrôle continu également disponibles.

Les écarts entre les enfants de cadres et les enfants d'ouvriers sont plus forts avec les examens écrits qu'avec les notes de contrôle continu (**FIGURE 16 •**) : à l'écrit, l'écart varie entre trois quarts d'écart-type et presque un en mathématiques et d'un peu plus de deux tiers d'écart-type à 90 % en français. En mathématiques, la tendance est assez nettement à la hausse entre 2006 et 2022 (les valeurs étaient un peu plus élevées par rapport à 2006 en 2002 et 2003, mais moins qu'en fin de période). L'évolution est moins nette en français : l'écart augmente nettement entre 2002 et 2006, puis n'évolue plus de façon très claire.

Les écarts sociaux avec le contrôle continu sont moins élevés, mais tout à fait notables : de l'ordre de 70 points d'écart-type (sur 2002-2016, les enfants de cadres ont 12,6 de moyenne en français et 12,7 en mathématiques, alors que les enfants d'ouvriers ont respectivement 10,5 et 9,9). Le niveau moins élevé des inégalités sociales pour ce type d'évaluation peut tenir à des effets de contexte : dans les collèges où se concentrent les élèves les moins performants, souvent issus des milieux sociaux défavorisés, la notation peut être plus indulgente qu'ailleurs ; à l'inverse, la notation peut être particulièrement sévère dans les collèges accueillant des élèves très performants. Cela atténue les écarts sociaux. En mathématiques et surtout en français, les écarts s'accroissent légèrement entre 2002 et 2016 ; ensuite, ils ne sont plus observables, car la prise en compte de l'évaluation en cours de formation a nettement changé pour se caler sur la maîtrise du socle commun. Les écarts sociaux avec ce nouveau dispositif ont tendance à augmenter (à part la pause pour la session 2020, très spécifique du fait de la crise sanitaire).

Le constat en termes de  $R^2$  est très proche, avec des évolutions plus régulières (**FIGURE 17 •**) : le  $R^2$  en mathématiques à l'écrit passe d'un peu moins de 10 % en 2002 à 15 % en fin de période (avec une évaluation d'une nature un peu différente à partir de 2017, mais on ne constate pas de rupture de tendance) ; l'évolution en français à l'écrit reste assez erratique ; la progression des inégalités sociales au contrôle continu est plus régulière (le  $R^2$  gagne un point en mathématiques pour atteindre presque 9 % en 2016 ; l'augmentation est de 1,5 point en français et 2 points pour l'ensemble des notes entre 2002 et 2016, puis encore un point avec le changement de principes d'attribution du DNB).

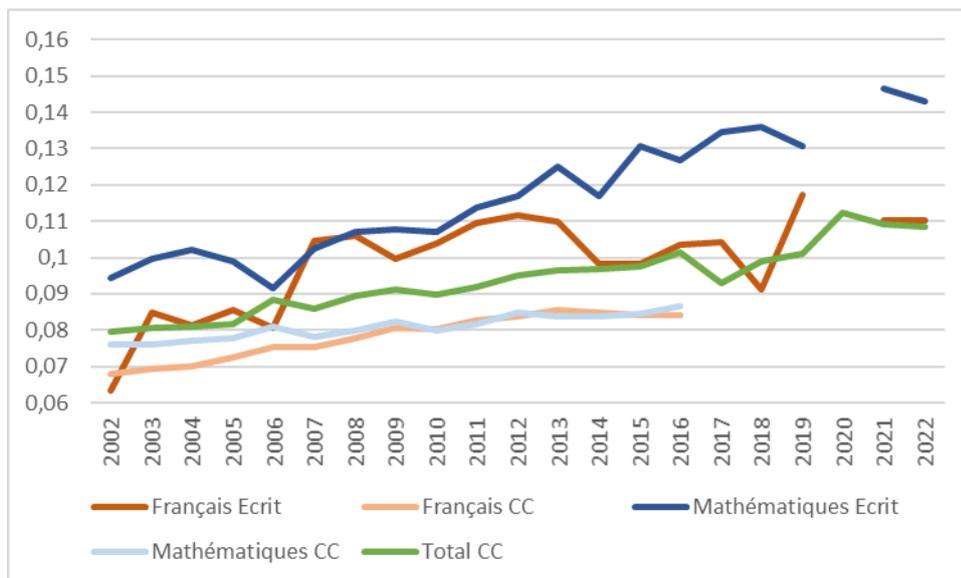
**FIGURE 16 • Ecarts entre les enfants de cadres et les enfants d'ouvriers au DNB depuis 2002**



Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP.

**FIGURE 17 • Inégalités sociales ( $R^2$ ) au DNB depuis 2002**



Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP.

## L'évaluation en fin de 3<sup>e</sup> de 1995

En 1995, la DEPP a organisé une vaste évaluation en fin de 3<sup>e</sup>, dans plusieurs disciplines, qui faisait suite à des opérations du même type en 1984 et 1990. Seuls les établissements publics étaient concernés<sup>30</sup>. Les élèves de 3<sup>e</sup> technologique étaient interrogées, dans une partie des disciplines, avec des questionnaires adaptés, mais contenant suffisamment d'items communs avec la 3<sup>e</sup> générale pour établir une comparaison (voir le *dossier d'Education & formations* n°86 pour plus de précision sur le sujet). En plus des évaluations standardisées, les notes du brevet ont été récupérées (notes de contrôle continu et notes à l'examen).

**TABLEAU 38 • Inégalités sociales (R<sup>2</sup>) selon la CS du responsable aux évaluations en fin de 3<sup>e</sup> de 1995**

	Elèves de 3 <sup>e</sup> générale			Elèves de 3 <sup>e</sup> générale et technologique		
	Contrôle continu	Examen	Scores	Contrôle continu	Examen	Scores
Français	7,5%	7,1%	6,8%	7,5%	6,6%	12,8%
Mathématiques	7,5%	7,4%	7,4%	7,3%	8,4%	12,6%
LV1	5,3%			5,2%		
Anglais			6,5%			11,3%
Allemand			8,8%			
LV2	2,9%					
Anglais			9,0%			
Allemand			5,7%			
Espagnol			2,3%			
Physique-Chimie	7,5%		5,2%	7,8%		
SVT	5,9%		5,3%	5,7%		
EPS	1,1%			1,4%		
Arts	2,5%			3,0%		
Technologie	3,8%		1,5%	4,3%		6,6%
Histoire-Géographie		6,8%	5,6%		8,6%	

Champ : France métropolitaine, Public

Source : Evaluation en fin de 3<sup>e</sup> de 1995 (DEPP)

Concernant les notes au DNB, les résultats sont assez proches de ceux observés plus haut, en se restreignant au début de période : sur l'ensemble des élèves, le R<sup>2</sup> est de 6,6 % en français et 8,4 % en mathématiques (contre 6,3 % et 9,5 % sur les données nationales de 2002). Le niveau d'inégalités sociales est à peu près le même avec les notes de contrôle continu dans ces deux disciplines. Il est aussi élevé en physique-chimie et dans une moindre mesure en SVT et en LV1. Les écarts en technologie sont moins importants (R<sup>2</sup> de 4,3 %) en arts (R<sup>2</sup> de 3 %) et surtout en EPS (R<sup>2</sup>=1,4 %).

Les scores aux évaluations donnent une image légèrement différente des inégalités sociales : en se restreignant aux élèves de 3<sup>e</sup> générale, le niveau des inégalités est proche du constat donné par les notes, en français, en mathématiques (R<sup>2</sup> de 7 % environ), en SVT (R<sup>2</sup> de 5 %) ; un peu plus faible en physique-chimie (R<sup>2</sup> de 5,3 % avec les scores contre 7,5 % avec les notes) et en technologie (R<sup>2</sup> de 1,5 % contre 3,8 %) ; un peu plus fort en langue vivantes (R<sup>2</sup> de 6,5 % en Anglais LV1 et 8,8 % en

<sup>30</sup> Nous avons vérifié sur d'autres enquêtes, que cette restriction de champ n'affectait pas trop la mesure des inégalités sociales : les R<sup>2</sup> sont d'environ 1 point inférieur quand on retire les élèves du secteur privé.

Allemand LV1 contre 5,3 % pour les notes, en sachant que la distinction des deux langues doit faire perdre un peu d'inégalités).

Sur l'ensemble de la population, en incluant les élèves de 3<sup>e</sup> technologique qui représentaient environ 10 % des effectifs en fin de collège, souvent en moindre réussite scolaire et de profil social plus défavorisé, les inégalités sociales sont nettement plus fortes : 13 % en français et en mathématiques, 11 % en LV1 et 6,6 % en technologie. Ceci illustre l'importance de la complétude du champ pour avoir une bonne image des inégalités sociales, ce problème étant bien sûr plus important au niveau les plus avancés de la scolarité.

## Les évaluations à l'entrée en 2<sup>nde</sup>

Des évaluations en début de 2<sup>nde</sup>, générale et technologique, mais aussi professionnelle, ont été mises en place à la rentrée 2018 (une évaluation en début de CAP a été lancée en 2021). Ces évaluations, comparables entre les deux types de seconde et dans le temps, ont permis de montrer l'écart très important entre les élèves de 2<sup>nde</sup> GT et de 2<sup>nde</sup> professionnelle : plus d'un écart-type en 2018, tant en mathématiques qu'en français (**TABLEAU 39 •**). Par ailleurs, on note des progrès en français, plus marqués en 2<sup>nde</sup> professionnelle (19 % d'écart-type entre 2018 et 2022 contre 13 % en 2<sup>nde</sup> GT), ce qui a contribué à réduire un peu l'écart. En mathématiques, les résultats sont plutôt à la baisse (14 % d'écart-type entre 2018 et 2022 en 2<sup>nde</sup> GT et 12 % d'écart-type en 2<sup>nde</sup> professionnelle)<sup>31</sup>.

**TABLEAU 39 • Score aux évaluations en début de 2<sup>nde</sup>**

	Scores bruts				Scores standardisés			
	Français		Mathématiques		Français		Mathématiques	
	2GT	2P	2GT	2P	2GT	2P	2GT	2P
2018	263	208	263	206	0,26	-0,84	0,27	-0,88
2019	263	210	263	212	0,27	-0,79	0,26	-0,76
2020	272	215	260	205	0,43	-0,69	0,20	-0,90
2021	272	219	255	199	0,44	-0,62	0,10	-1,02
2022	270	217	257	200	0,39	-0,65	0,13	-1,00

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** Evaluation à l'entrée en 2<sup>nde</sup>, 2018-2022, DEPP.

Comme pour la sixième, les analyses en termes de milieu social ont surtout utilisé l'IPS de l'établissement fréquenté, à l'exception des fiches de l'état de l'école, qui prend en compte l'IPS individuel. Nous allons reproduire ici une partie des analyses menées sur la 6<sup>e</sup>. Comme pour la 6<sup>e</sup>, l'attention va surtout porter sur la dernière année disponible.

Les inégalités sociales à l'entrée en 2<sup>nde</sup> paraissent très proches de celles observées en début de 6<sup>e</sup> (**TABLEAU 40 •**) : en français, 77 % d'écart-type séparent les enfants de cadres supérieurs des enfants d'ouvriers (contre 74 % en 6<sup>e</sup>) ; en mathématiques, l'écart est de 95 % d'écart-type (contre 90 % en 6<sup>e</sup>).

Les R<sup>2</sup> (**TABLEAU 41 •**) sont aussi proches des valeurs de 6<sup>e</sup> en mathématiques (16,4 % en utilisant l'IPS en continu contre 16,9 % en 6<sup>e</sup>), un peu faibles en français (14,9 % en utilisant l'IPS en continu contre 17 % en 6<sup>e</sup>). Notons cependant que comme les élèves n'allant pas en 2<sup>nde</sup> sont généralement moins performants que les autres, il y a sans doute un effet de sélection, qui biaise un peu la mesure des inégalités sociales et explique la baisse en français.

<sup>31</sup> Voir la fiche 23 de l'Etat de l'école 2022 ou les différentes notes d'informations (23.04, 22.15, 21.17, 20.24).

Les inégalités sociales ont un peu fluctué entre 2018 et 2022 : elles ont connu un point bas en 2019 (13,4 % en français et 15,1 % en mathématiques), suivi d'un point haut en septembre 2020, que l'on peut relier à la crise sanitaire qui l'a précédé (15,8 % en 2020 en français et 17,1 % en mathématiques), avant que les valeurs retrouvent à peu près leurs valeurs de 2018.

**TABLEAU 40 • Inégalités sociales à l'évaluation en début de 2<sup>nde</sup> de 2022**

	N	Français	Mathématiques
Agriculteur	8135	0,28	0,11
Artisan-commerçant	73416	0,15	-0,11
Cadre supérieur	171634	0,64	0,48
Profession intermédiaire	97026	0,28	0,00
Employé	120655	0,08	-0,26
Ouvrier	139677	-0,13	-0,47
Inactif	59610	-0,31	-0,73
R <sup>2</sup>		11,5	13,1
Premier quintile d'IPS	111191	-0,33	-0,72
2	137385	-0,07	-0,43
3	130911	0,11	-0,19
4	143641	0,35	0,11
Dernier quintile d'IPS	147025	0,71	0,56
R <sup>2</sup>		14,3	16,4
Ecart de score pour un 1 point d'IPS		0,010	0,012
R <sup>2</sup>		14,9	16,4

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : Evaluation à l'entrée en 2<sup>nde</sup>, 2018-2022, DEPP.

**TABLEAU 41 • Inégalités sociales (R<sup>2</sup>) à l'évaluation en début de 2<sup>nde</sup> de 2018 à 2022 et dans les deux types de 2<sup>nde</sup>**

	Français			Mathématiques		
	CS	Quintiles IPS	IPS en continu	CS	Quintiles IPS	IPS en continu
2018	11,7	14,8	15,4	12,5	15,9	16,5
2019	9,9	12,8	13,4	11,3	14,4	15,1
2020	12,3	15,2	15,8	13,5	16,7	17,1
2021	11,8	14,7	15,3	13,3	16,4	16,9
2022	11,5	14,3	14,9	13,1	15,9	16,4
GT	7,8	9,6	9,9	9,9	11,7	12,1
PRO	2,9	3,5	3,5	3,3	4,0	4,1

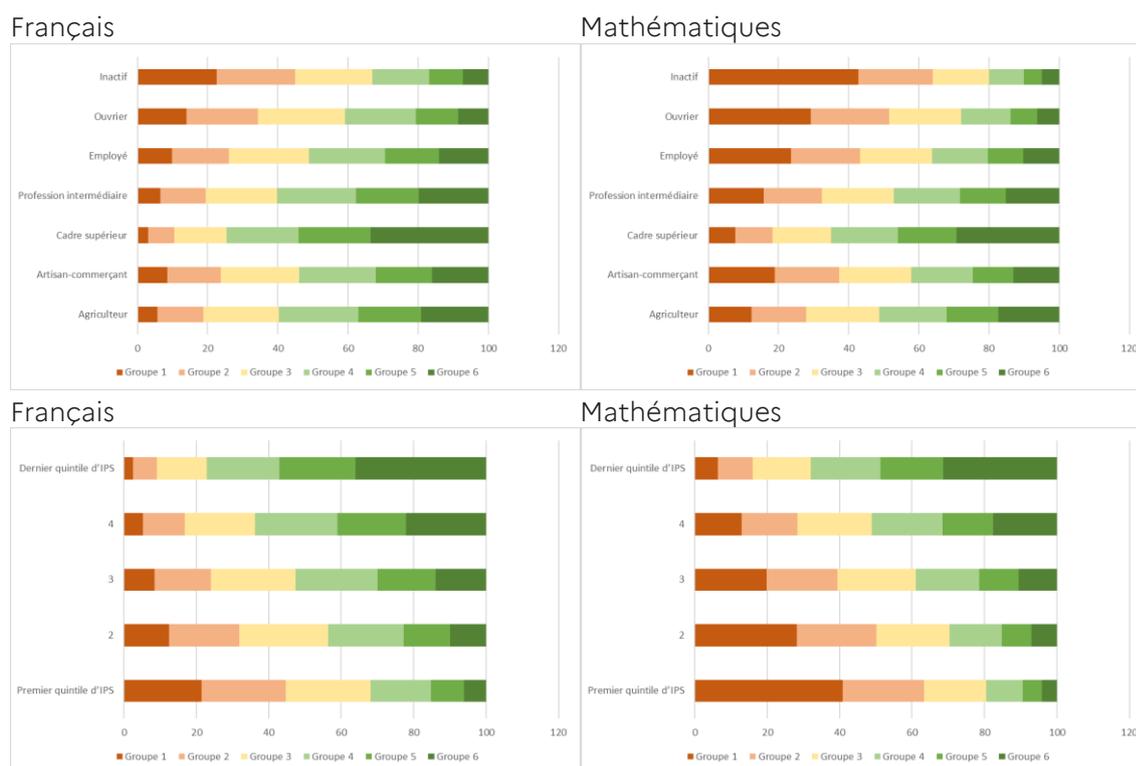
Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : Evaluation à l'entrée en 2<sup>nde</sup>, 2018-2022, DEPP.

Les inégalités sociales sont moins marquées quand on les étudie sur les deux types de secondes séparément : en effet une partie des écarts sociaux de compétences s'est « transformée » en inégalités d'orientation entre les deux filières. Les R<sup>2</sup> sont nettement plus faibles en seconde professionnelles (moins de 5 %) qu'en 2<sup>nde</sup> GT, en particulier en mathématiques (12,1 %).

Enfin, le lien entre compétences et milieu social peut être illustré en utilisant des tranches de scores, avec les mêmes seuils qu'en 6<sup>e</sup>. Le lien avec les quintiles d'IPS est très net (**FIGURE 18 •**) : parmi ceux qui sont le moins favorisés socialement en termes d'IPS, 14 % se trouvent au plus bas niveau de compétences en français et 20 % au niveau juste au-dessus ; ils ne sont respectivement que 3 % et 8 % pour le cinquième des élèves les plus favorisés. A l'inverse, parmi ces élèves, 34 % ont eu des résultats très satisfaisants, contre 9 % pour les élèves les plus défavorisés. Les différences sont très similaires en mathématiques, avec une proportion d'élèves dans les plus bas niveaux plus élevée en 2022.

**FIGURE 18 • Niveaux de compétences en français et en mathématiques à l'entrée en 2<sup>nd</sup>e en 2022 selon la catégorie sociale et les quintiles d'IPS**



**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

## Évaluations en fin de 5<sup>e</sup> en 1976

Pour donner un peu plus de profondeur de champ à notre étude, nous allons présenter des résultats issus d'une évaluation menée en fin de 5<sup>e</sup> en 1976 (voir l'annexe pour le détail des traitements). Cette évaluation était liée au premier panel d'élèves suivis par la DEP, concernant les 3 cohortes d'élèves entrants en 6<sup>e</sup>, en 1973, 1974 et 1975. Une partie de ces élèves ont été évaluées en fin de 5<sup>e</sup>.

Les enfants d'enseignants, qui ont réussi plus de la moitié de l'épreuve de mathématiques, assez difficile, sont presque un écart-type au-dessus de la moyenne (**TABLEAU 42 •**) ; les enfants de cadres supérieurs sont à deux tiers d'écart-type au-dessus de la moyenne (avec 47,4 % d'items réussis), les enfants d'ouvriers qualifiés sont à un quart d'écart-type en dessous de la moyenne (30,8 % d'items réussis) et les enfants d'ouvriers spécialisés à un tiers en dessous (29,5 % d'items réussis). En français, les écarts sont un peu moins prononcés : respectivement 0,68 et 0,57 écart-type au-dessus pour les enfants d'enseignants et de cadres supérieurs contre 0,16 et 0,32 en dessous pour les enfants d'ouvriers qualifiés et les enfants d'ouvriers spécialisés. Le R<sup>2</sup> vaut 10,6 % en mathématiques et 7,9 % en français.

**TABLEAU 42 • Résultats en mathématiques et en français des élèves de 5<sup>e</sup> en 1976**

	Score en %		Score standardisé	
	Français	Math.	Français	Math.
Enseignants	75,2	52,7	0,68	0,98
Cadres supérieurs, prof. libérales	73,3	47,4	0,57	0,67
Cadres moyens, techniciens	67,6	40,2	0,24	0,27
Industriels, gros commerçants	65,4	43,8	0,11	0,47
Artisans-commerçants	66,9	38,1	0,20	0,15
Employés	65,9	38,1	0,14	0,15
Exploitants agricoles	63,3	36,2	-0,01	0,04
Ouvriers qualifiés	60,7	30,8	-0,16	-0,26
Ouvriers spé., manœuvres, salariés agricoles, personnels de service	58,1	29,5	-0,32	-0,34
Inactifs, chômeurs, retraités	56,5	30,4	-0,41	-0,29
Ensemble	63,5	35,5	0,00	0,00

**Champ :** France métropolitaine, Public.

**Source :** évaluation en fin de 5<sup>e</sup> 1976, DEPP.

## ➤ Quelques compléments

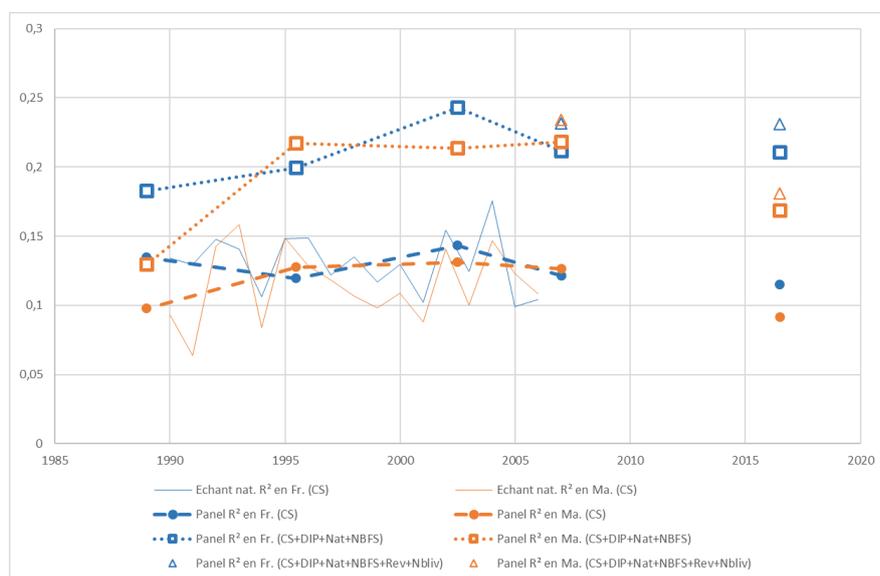
Nous allons dans cette dernière partie répondre à quatre questions particulières, déjà un peu abordées dans les parties qui précèdent :

- Quelle est l'ampleur des inégalités sociales en élargissant la description du milieu social à d'autres caractéristiques que la profession des parents ?
- Comment évoluent les inégalités sociales entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup> ? Quelle est la sensibilité des résultats à la nature de l'évaluation ? Est-il intéressant de distinguer inégalités brutes et inégalités nettes ?
- Les indicateurs de classements ou des tranches de scores donnent-ils la même image des inégalités sociales que les moyennes ?
- Quelle sont les inégalités de compétences à la fin des études ? Comment se comparent-elles aux inégalités de parcours scolaire ?

### Inégalités sociales avec d'autres variables que la PCS

Les panels d'élèves entrés en 6<sup>e</sup>, en 1989, 1995 et 2007, ainsi que le panel d'élèves entrés en CP en 1997 nous ont permis plus bas de compléter la série de résultats sur les inégalités en fonction de la CS du responsable, aux évaluations nationales à l'entrée en 6<sup>e</sup>. La tendance observée avec les panels est très proche de celle qui se dégage des remontées annuelles : il y a une forte stabilité des 4 points des panels entre 1989 et 2007, autour d'un  $R^2$  de 12 %, tant en français qu'en mathématiques (**FIGURE 19**).

**FIGURE 19 • Évolution des inégalités sociales ( $R^2$ ) à l'entrée en 6<sup>e</sup> à travers les panels avec une description fine du milieu social**



**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panels d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 1989, 1995 et 2007 et panel d'élèves entrés en CP en 1997, DEPP.

Les panels comportent des informations plus détaillées que la catégorie sociale du responsable pour décrire le milieu social dans lequel vit l'élève, recueillies de façon à peu près comparable d'un panel à l'autre. On dispose de la catégorie sociale des deux parents, de leur diplôme, de leur nationalité, de celle de l'élève et de la taille de la fratrie. On peut, comme pour l'analyse avec une seule variable, la catégorie sociale du responsable, résumer les écarts entre les groupes définis par ces données, par un  $R^2$ . Il s'établit autour de 20 % pour les panels 1995, 1997 et 2007, un peu plus bas pour le panel 1989, surtout en mathématiques (14 %). Ces valeurs plus basses en 1989, avec un gain assez faible par rapport aux inégalités mesurées par la catégorie sociale du responsable (qui se trouvent elles tout à

fait dans la moyenne sur les remontées annuelles de 1990 à 2006) peuvent tenir à un remplissage de moindre qualité du questionnaire cette année-là. Il apparaît en tout cas pour les autres années que la prise en compte d'autres caractéristiques que la catégorie sociale du responsable, augmente très sensiblement la mesure des inégalités sociales. En 2007, il est possible de compléter encore l'information avec le revenu et le nombre de livres à la maison et le  $R^2$  augmente encore de 2 points.

Le panel d'élèves entrés en CP en 2011, arrivés en 6<sup>e</sup> en 2016 et 2017, peut aussi être exploité, avec certaines précautions. A cette date, les évaluations nationales à l'entrée en 6<sup>e</sup> n'existaient plus (et les nouvelles évaluations n'étaient pas mises en place), mais des évaluations spécifiques ont été passées en fin de CM2 par ces élèves. Ces évaluations sont fondées sur des objectifs différents des évaluations nationales et surtout le fait de mesurer les compétences en fin de CM2 et non en début de 6<sup>e</sup> peut biaiser la mesure des inégalités sociales. En effet, du fait des vacances, provoquant une perte de compétences, socialement différenciée, les inégalités sociales sont généralement plus fortes en début d'année scolaire. Cela expliquerait pourquoi les inégalités sociales en mathématiques sont à un niveau un peu plus bas qu'en 2007, quelle que soit la définition du milieu social (catégorie du responsable, ajout du diplôme, de la nationalité et de la taille de la fratrie, ajout du revenu et du nombre de livres à la maison). Cela tient peut-être au fait que l'évaluation en mathématiques, assez courte, est moins discriminante. En effet, en français, on note pour les  $R^2$  un niveau équivalent entre le panel 2007 et le panel 2011, ce qui, compte tenu de l'atténuation en fin d'année affectant le deuxième panel, est peut-être le signe d'une augmentation des inégalités sociales.

## Évolution des inégalités entre le début de 6<sup>e</sup> et la fin de 3<sup>e</sup> (étude de cohorte)

Les panels présentent aussi l'intérêt de pouvoir étudier les écarts sociaux à plusieurs points de la scolarité, sur la même cohorte d'élèves, ce qui permet d'étudier l'évolution des inégalités de façon plus précise que les comparaisons de « photographies » sur des populations différentes, comme nous l'avons principalement fait. Plus haut, quelques analyses de ce type ont été faites sur les panels d'élèves entrants en CP en 1997 et en 2011. Nous allons les reprendre sur le panel 2007, qui comporte de nombreuses évaluations au cours du collège :

- Les résultats aux évaluations nationales à l'entrée en 6<sup>e</sup> en 2007
- Des résultats à des évaluations spécifiques à la fin de 6<sup>e</sup> dans 6 domaines (maths : mathématiques ; RCC : raisonnement ; LS : lecture silencieuse ; TPL : traitement de phrases lacunaires ; Lx3 : vocabulaire simple ; Lexis : lexique scolaire).
- Des résultats à des évaluations comparables aux précédentes en fin de 3<sup>e</sup> (la passation s'est faite deux années de suite, pour récupérer les informations pour les élèves ayant pris du retard au collège ; pour les redoublants de 3<sup>e</sup>, nous prendrons la deuxième passation)
- Les résultats au DNB, dont nous retiendrons la note de contrôle continu et la note à l'examen en français et en mathématiques. Les élèves ont pu passer la session de 2011 ou celle de 2012 : nous avons harmonisé les moyennes et les écarts-type avec les valeurs nationales (là encore, pour les redoublants de 3<sup>e</sup>, nous prendrons la deuxième passation).

Des études économétriques pourront sans doute (comme l'ont fait Ben Ali et Vourc'h (2015)) comparer proprement ces évaluations. Nous allons ici nous contenter de présenter les écarts selon la CS du responsable et voir comment ils varient d'une évaluation à l'autre. Les analyses ont été menées sur un peu plus de 20 000 élèves pour lesquels on dispose de l'ensemble des scores (entrés en 6<sup>e</sup>, fin de 6<sup>e</sup>, fin de 3<sup>e</sup>). On a vérifié que les  $R^2$  n'étaient pas trop affectés par cette sélection de champ, corrigée par une pondération.

Les deux premières lignes de ce tableau redonnent les écarts aux évaluations nationales à l'entrée en 6<sup>e</sup>, que nous avons déjà présentés (ils peuvent différer un peu à cause de la restriction de champ indiquée plus haut) : 85 points d'écart-type séparent les enfants de cadres et les enfants d'ouvriers en mathématiques (un peu plus en français), ce qui correspond à un  $R^2$  d'environ 12 % (**TABLEAU 43** • ). On retrouve des valeurs très proches dans 3 des 6 domaines évalués : les mathématiques, le

traitement de phrases lacunaires (testant la maîtrise de la langue) et le lexique scolaire. Rappelons que les évaluations en fin d'année donnent généralement une image un peu plus basse des inégalités sociales que celles en début d'année : trouver ici le même niveau qu'aux évaluations nationales à l'entrée signifie sans doute que ces évaluations sont bien discriminantes. C'est moins net pour les 3 autres domaines : un petit exercice de vocabulaire, très réussi ( $R^2=4,6\%$ ), la lecture silencieuse ( $R^2=7,0\%$ ) et un exercice de raisonnement sur des cartes à jouer ( $R^2=4,0\%$ ).

**TABLEAU 43 • Écarts selon la CS du responsable pour quelques évaluations du panel 2007**

	CS1	CS2	CS3	CS4	CS5	CS6	CS8	CS9	S3-S6	R <sup>2</sup>
N	487	2241	3774	3685	2846	6758	309	135		,
Eval 6° M	0,17	0,09	0,56	0,19	-0,17	-0,29	-1,01	-0,80	0,85	11,8
Eval 6° F	0,10	0,06	0,56	0,18	-0,12	-0,31	-0,93	-0,75	0,87	11,5
score6maths	0,18	0,06	0,58	0,16	-0,16	-0,29	-1,01	-0,72	0,88	12,1
score6RCC	0,22	0,05	0,32	0,10	-0,12	-0,16	-0,66	-0,45	0,48	4,0
score6LS	0,06	0,06	0,45	0,12	-0,11	-0,23	-0,69	-0,53	0,69	7,0
score6TPL	0,08	0,05	0,56	0,18	-0,14	-0,29	-0,96	-0,79	0,86	11,5
score6Lx3	0,08	0,03	0,36	0,11	-0,09	-0,18	-0,62	-0,48	0,54	4,6
score6Lexis	0,15	0,04	0,57	0,16	-0,15	-0,29	-0,87	-0,63	0,86	11,1
score3maths	0,26	0,06	0,60	0,16	-0,19	-0,30	-0,93	-0,68	0,89	12,3
score3RCC	0,23	0,08	0,32	0,11	-0,12	-0,17	-0,73	-0,51	0,49	4,4
score3LS	0,14	0,04	0,42	0,16	-0,12	-0,23	-0,76	-0,58	0,65	6,8
score3TPL	0,12	0,06	0,57	0,17	-0,12	-0,30	-1,01	-0,73	0,86	11,7
score3Lx3	0,05	0,04	0,38	0,10	-0,08	-0,20	-0,63	-0,50	0,58	5,0
score3Lexis	0,13	0,05	0,59	0,17	-0,16	-0,30	-0,93	-0,68	0,89	12,2
DNB CC M	0,28	0,02	0,49	0,14	-0,19	-0,27	-0,56	-0,27	0,76	8,6
DNB CC F	0,19	0,00	0,48	0,15	-0,14	-0,28	-0,61	-0,36	0,76	8,3
DNB Exa M	0,33	0,06	0,58	0,12	-0,23	-0,31	-0,69	-0,38	0,89	11,7
DNB Exa F	0,07	0,03	0,55	0,14	-0,12	-0,32	-0,77	-0,49	0,87	10,6

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : panel d'élèves entrés en 6° de 2007, DEPP.

Les résultats à des exercices comparables en fin de 3°, avec des items communs, donnent une image très similaire : les  $R^2$  n'ont varié qu'à quelques dixièmes de points. Cela ne signifie pas que le classement des individus n'a pas changé : certains ont pu progresser plus que d'autres et dépasser des élèves plus performants au départ, mais ces changements se font en maintenant les classements entre milieux sociaux quasi constants.

Le constat sur les inégalités sociales est encore très proche quand on utilise les notes à l'examen du DNB : le  $R^2$  vaut 11,7 % en mathématiques et 10,6 % en français. Le contrôle continu donne une image un peu moins forte de ces inégalités ( $R^2=8,6\%$  en mathématiques et 8,2 % en français), mais les écarts sont tout de même importants (environ trois quarts d'écart-type entre les enfants de cadres supérieurs et les enfants d'ouvriers). Les résultats sur le DNB excluent les élèves qui ne le passent : il est possible de faire cette même exclusion sur les évaluations spécifiques pour tester son impact sur la mesure des inégalités sociales : le  $R^2$  aux épreuves spécifiques de mathématiques en fin de 3° passe de 12,3 % à 10,9 % et celui en traitement de phrases lacunaires de 11,7 % à 10,1 %. Travailler sur les présents au DNB fait baisser d'un point et demi à peu près la mesure des inégalités sociales.

Le fait d'avoir des épreuves comparables en fin de 6<sup>e</sup> et en fin de 3<sup>e</sup> permet d'aller un peu plus loin et d'étudier l'évolution des inégalités brutes, ce que nous avons rarement fait. Pour cela les scores en fin de 3<sup>e</sup> ont été standardisés sur l'échelle de la fin de 6<sup>e</sup>. L'étude de la dispersion fournit déjà des informations intéressantes (**TABLEAU 44 •**) : celle-ci augmente très nettement en mathématiques (1,24 par rapport à une valeur fixée à 1 pour tous les domaines en fin de 6<sup>e</sup>) et en lexique scolaire (1,31) ; elle reste quasi stable en raisonnement et en traitement de phrases lacunaires (petit hausse de 5 % tout de même) ; elle diminue en vocabulaire (0,93), mais l'exercice, très facile, n'est plus très pertinent en fin de 3<sup>e</sup> et en lecture silencieuse (0,87). En mathématiques et en lexique scolaire, cette augmentation de la dispersion, avec une stabilité des inégalités relatives, implique une augmentation des inégalités brutes : l'écart entre les enfants de cadres supérieurs et les enfants d'ouvriers passe de 0,88 à 1,1 en mathématiques et de 0,86 à 1,17 en lexique scolaire. En lecture silencieuse, la baisse de la dispersion donne une baisse des écarts bruts, de 0,69 à 0,57. Ces résultats, sur données comparables entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup>, sont bien cohérents avec ceux de Ben Ali et Vourc'h (2015).

Le constat sur l'augmentation de la dispersion dans la plupart des domaines (mais pas tous) et son impact sur les inégalités sociales devra être creusé, car il a des implications politiques fortes. Le milieu social ne semble pas avoir un impact fort propre sur les progressions au collège, mais il y aurait, au moins en mathématiques, une augmentation nette des écarts entre les meilleurs et les moins bons. Les élèves défavorisés étant au départ surreprésentés parmi les élèves moins performants, ils pâtissent de l'augmentation globale des inégalités brutes de compétences.

**TABLEAU 44 • Écarts en fin de 3<sup>e</sup> selon la CS du responsable aux évaluations spécifiques du panel 2007 (ancrage sur la fin de 6<sup>e</sup>)**

	Ecart-type	CS1	CS2	CS3	CS4	CS5	CS6	CS8	CS9	S3-S6
score3maths_v2	1,24	1,18	0,94	1,60	1,05	0,63	0,50	-0,29	0,02	1,10
score3RCC_v2	1,04	0,87	0,70	0,95	0,74	0,51	0,45	-0,13	0,09	0,51
score3LS_v2	0,87	0,70	0,61	0,94	0,72	0,47	0,38	-0,09	0,07	0,57
score3TPL_v2	1,03	0,85	0,79	1,31	0,90	0,60	0,42	-0,32	-0,03	0,89
score3Lx3_v2	0,93	0,47	0,47	0,78	0,52	0,35	0,24	-0,16	-0,04	0,54
score3Lexis_v2	1,31	1,10	1,00	1,70	1,16	0,71	0,53	-0,28	0,04	1,17

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 2007, DEPP.

Comme indiqué dans l'introduction, raisonner en valeurs relative revient presque à raisonner sur des classements. Nous avons cherché à le montrer sur ces données.

Pour chaque score, nous avons classé les élèves en 100 groupes par ordre croissant (le fait que les scores soient issus de modèle de réponse en l'item et quasi continus, permet de faire un classement aussi fin) en 6<sup>e</sup> et en 3<sup>e</sup> et reproduit les analyses ci-dessus. Les résultats sont tout à fait convergents avec les analyses sur les scores standardisés indépendamment en 6<sup>e</sup> et en 3<sup>e</sup> (**TABLEAU 45 •**) : les écarts sont très proches aux deux points d'observations. En mathématiques, les enfants de cadres supérieurs ont en moyenne un score de 65 sur 100 en 6<sup>e</sup> et ils ont 66 en 3<sup>e</sup> ; les enfants d'ouvriers passent en moyenne de la 40 à 39.

**TABLEAU 45 • Écarts selon la CS du responsable pour quelques évaluations du panel 2007 avec des scores en centiles**

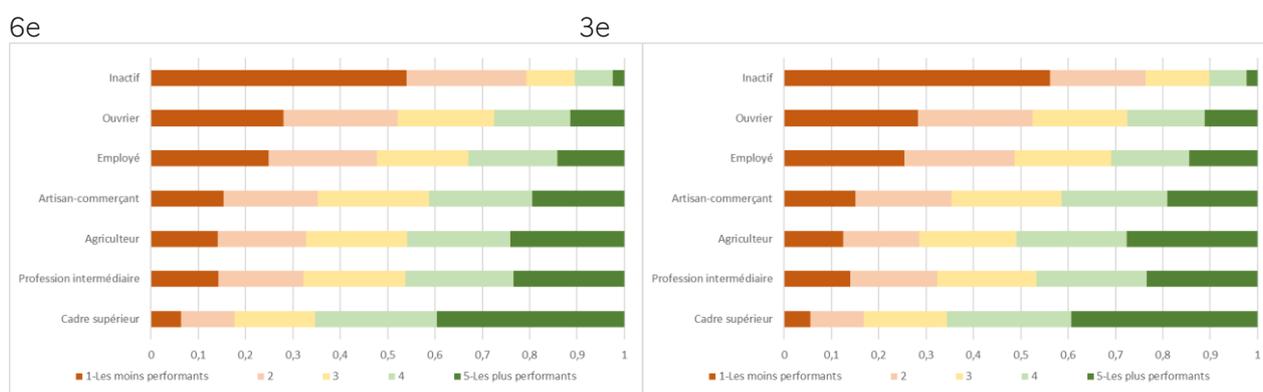
	CS1	CS2	CS3	CS4	CS5	CS6	CS8	CS9	S3-S6	R <sup>2</sup>
score6maths	53,4	50,4	65,5	53,3	43,1	39,8	22,7	29,1	25,7	11,9
score6RCC	54,8	50,3	58,4	51,4	45,1	44,0	31,8	36,6	14,5	4,1
score6LS	49,6	50,3	61,9	52,3	45,4	41,3	29,4	33,6	20,6	7,3
score6TPL	50,9	49,9	65,4	53,7	44,2	39,5	23,8	28,1	25,9	11,8
score6Lx3	51,5	49,4	59,8	52,1	45,7	43,1	30,4	35,3	16,7	5,2
score6Lexis	53,5	50,6	65,1	53,7	44,4	40,1	24,0	30,3	25,1	11,3
score3maths	56,6	50,6	66,1	53,5	42,6	39,5	22,6	29,1	26,6	12,8
score3RCC	55,7	50,7	58,4	51,9	45,2	43,5	30,1	33,2	14,9	4,5
score3LS	52,7	50,2	61,1	53,5	45,0	41,8	28,1	30,4	19,3	7,1
score3TPL	51,8	50,1	65,7	53,3	44,8	39,2	23,3	28,6	26,5	12,1
score3Lx3	50,0	49,9	59,8	51,5	46,2	42,8	32,2	34,1	17,0	5,1
score3Lexis	52,3	50,4	66,0	54,2	44,1	39,4	23,0	29,1	26,6	12,5

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 2007, DEPP.

Une autre façon de voir les choses est de classer les élèves non plus en 100 groupes, mais en 5 et de croiser le milieu social avec ce classement. Et là encore, la tendance est plutôt à la stabilité (**FIGURE 20 •**) : en fin de 6<sup>e</sup>, 28 % des enfants d'ouvriers sont dans le cinquième des moins performants et 11 % dans celui des plus performants, contre respectivement 6 % et 40 % pour les enfants de cadres supérieurs ; ces chiffres sont quasi identiques en fin de 3<sup>e</sup> (avec des écarts d'un point au maximum).

**FIGURE 20 • Niveaux de compétences en mathématiques en fin de 6<sup>e</sup> et en fin de 3<sup>e</sup> selon la profession des parents**



Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 2007, DEPP.

En résumé, les écarts sociaux relatifs ou en termes de classement sont identiques en fin de 3<sup>e</sup> et en fin de 6<sup>e</sup>. La part des élèves en difficultés parmi les enfants d'ouvriers est identique, de même que la part des élèves les plus performants. Mais en valeur absolue, l'écart entre les élèves en difficultés et les meilleurs s'accroît, car les seconds progressent plus que les premiers : les élèves du premier quintile en 6<sup>e</sup> ont un score de -1,38 contre 1,40 pour les élèves du quintile des meilleurs (**TABLEAU 46 •**) ; en 3<sup>e</sup>, les élèves du premier quintile (très souvent ceux qui se trouvaient déjà à ce niveau en 6<sup>e</sup> ou au mieux dans le quintile suivant) ont un score de -0,80 (le collège a permis une hausse de 0,58 du score des moins performants), alors que le score du cinquième quintile est de 2,62 (soit une progression de 1,22 écart-type au cours du collège). Comme les enfants d'ouvriers sont

surreprésentés parmi les élèves en difficultés, et les enfants de cadres parmi les meilleurs élèves, l'écart entre ces deux groupes sociaux va croître en valeur absolue, même si ces surreprésentations n'évoluent pas comme indiqué plus haut (de 0,88 en fin de 6<sup>e</sup> à 1,10 en fin de 3<sup>e</sup>).

**TABLEAU 46 • Score à une évaluation en mathématiques, en fin de 6<sup>e</sup> et en fin de 3<sup>e</sup>, par groupe de niveau**

	6e	3e	Prog
1-Les moins performants	-1,38	-0,80	0,58
2	-0,52	0,23	0,75
3	-0,01	0,82	0,83
4	0,52	1,44	0,92
5-Les plus performants	1,40	2,62	1,22
Ensemble-Moy	0	0,86	0,86
Ecart-type	1	1,24	0,24

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 2007, DEPP.

Ce point étant à la fois important et un peu complexe, nous allons le reprendre en donnant des résultats détaillés à un exercice, ce qui aura aussi l'intérêt d'illustrer les notions abstraites de scores et de découpage en groupes de compétences. Nous allons prendre l'exemple des compétences en calcul, domaine qui, indépendamment de son importance<sup>32</sup>, a l'avantage pratique de donner lieu à des items assez courts et faciles à présenter.

Les élèves du panel 2007 ont répondu à 9 questions de calcul à la fois en fin de 6<sup>e</sup> et en fin de 3<sup>e</sup> (précisons qu'ils devaient répondre à ces questions le plus vite possible). En fin de 6<sup>e</sup>, les résultats sont loin d'être satisfaisants (**TABLEAU 47 •**) : 86 % réussissent à répondre à une soustraction de 2 entiers (65-30) ; les additions ou soustractions de décimaux donnent lieu à des taux de réussite un peu supérieurs à 50 % ; les taux sont proches du quart pour les multiplications de décimaux et la question avec une manipulation de fractions est maîtrisée par moins de 10 % des élèves. En construisant une note sur 10, en accordant 2 points à la réussite de la première question, la plus facile, les élèves de 6<sup>e</sup> se situent juste en dessous de la moyenne (4,7/10).

Fort heureusement, ils progressent au cours du collège, sans atteindre pour la plupart une pleine maîtrise du calcul : la note moyenne passe à 6,2 sur 10. Les progressions sont variables selon les items : de près de 30 points pour  $62 \times 0,5$  et plus de 25 points pour  $38 - 1,5$  ; de 4 points pour  $65 - 30$  au départ, il est vrai très réussi et moins de 10 points pour  $27 \times 20$ .

Mais ici, ce sont surtout les écarts en fonction du groupe de compétences en mathématiques et de la catégorie sociale que nous devons analyser. Ils apparaissent très importants. Les meilleurs élèves en fin de 6<sup>e</sup> ont une note de 7,7 sur 10 ; ils ont des taux de réussite généralement supérieur à 50 % (à part pour la question avec une fraction) et souvent proches de 90 % pour les premières questions. En revanche, les élèves les moins compétents ont une note de 2,2 sur 10 ; les trois quarts ont réussi la première question, mais les taux de réussite baissent nettement, à moins de 20 % pour l'addition de décimaux et ils sont très faibles pour les 4 dernières questions, avec des taux de non-réponse très élevés.

<sup>32</sup> On pourra consulter le document de travail de la DEPP n°22-E02 « Calcul réfléchi, calcul mental, calcul en ligne au cycle 4 : que nous apprennent les données de la DEPP ? », pour des analyses plus fouillées.

**TABLEAU 47 • Résultats en calcul, en fin de 6<sup>e</sup> et en fin de 3<sup>e</sup> selon le niveau de compétences**

Variable	Moyenne	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
<b>Fin de sixième</b>						
65 – 30 =	85,7	71,2	82,0	87,6	91,7	96,1
5,2 + 13 + 2,8 =	63,7	19,2	49,6	72,6	84,3	93,1
38 – 1,5 =	54,8	9,3	31,8	58,4	81,6	92,8
27 × 20 =	55,8	21,8	39,9	56,6	73,5	87,0
128 : 4 =	48,0	14,6	31,4	45,9	63,6	84,3
15 : 30 =	20,7	1,5	5,1	10,4	25,2	61,1
$\frac{56 \times 7}{8} =$	8,4	0,5	1,1	4,2	9,4	26,8
62 × 0,5 =	22,0	1,7	4,5	11,2	27,8	64,7
4,2 × 0,1 =	28,7	4,1	10,3	21,1	36,7	71,3
<b>Note/10</b>	<b>4,7</b>	<b>2,2</b>	<b>3,4</b>	<b>4,6</b>	<b>5,9</b>	<b>7,7</b>
<b>Fin de troisième</b>						
65 – 30 =	90,0	76,5	87,3	92,9	95,3	98,1
5,2 + 13 + 2,8 =	79,4	43,4	78,9	86,5	91,8	96,2
38 – 1,5 =	80,4	33,8	78,8	92,4	97,6	99,4
27 × 20 =	64,9	24,6	52,3	70,5	83,8	93,5
128 : 4 =	58,9	16,4	39,2	63,8	81,1	93,8
15 : 30 =	40,4	4,2	15,7	33,0	60,3	89,0
$\frac{56 \times 7}{8} =$	26,4	2,3	7,9	16,8	32,3	72,5
62 × 0,5 =	50,9	7,0	23,1	49,4	79,5	95,7
4,2 × 0,1 =	42,8	4,9	16,0	35,1	65,7	92,5
<b>Note/10</b>	<b>6,2</b>	<b>2,9</b>	<b>4,8</b>	<b>6,3</b>	<b>7,8</b>	<b>9,3</b>

**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 2007, DEPP.

Presque tous les élèves progressent entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup>, mais cette progression est différente en bas et en haut de la distribution des compétences. Alors qu'ils avaient déjà de très bons résultats à l'entrée en 6<sup>e</sup>, les meilleurs (rappelons que les meilleurs de 3<sup>e</sup> ne sont pas forcément les meilleurs de 6<sup>e</sup>, mais le recouvrement est très fort) accroissent encore leur performance pour atteindre en fin de 3<sup>e</sup>, 9,3 sur 10, soit 1,8 point de plus. Leur taux de réussite dépasse 90 % pour 8 items sur 9 et même la question sur la fraction qui leur posait très souvent difficulté en fin de 6<sup>e</sup> atteint un taux correct (72 %). A l'inverse, pour les moins compétents, malgré des marges de progression élevées, l'augmentation, sans être nulle, n'est pas aussi marquée : ils ont 2,9 sur 10 à la fin de 3<sup>e</sup>, soit 0,7 point en plus en 3 ans. Le gain est notable pour les questions sur l'addition et la soustraction de décimaux (progrès de plus de 20 points) ; en revanche, il est beaucoup plus faible pour les autres questions, en particulier les plus difficiles, dont la réussite reste inférieure à 10 %. Les meilleurs progressant plus que les moins bons, la dispersion s'accroît : 6,4 points (en note sur 10) séparent les groupes extrêmes en fin de 3<sup>e</sup> contre 5,5 points en fin de 6<sup>e</sup>.

Comme la répartition des élèves par groupe de compétences, selon leur origine sociale n'évolue pas entre la fin de 6<sup>e</sup> et la fin de 3<sup>e</sup>, toujours nettement au désavantage des enfants d'ouvriers et d'inactifs, les écarts sociaux vont s'accroître, à cause de cette augmentation des écarts scolaires (**TABLEAU 48 •**) : par exemple entre enfants de cadres supérieurs et enfants d'ouvriers, l'écart passe

de 1,7 point en fin de 6<sup>e</sup> (5,9 sur 10 pour les premiers contre 4,2 pour les seconds) à 2 points en fin de 3<sup>e</sup> (7,6 contre 5,6).

**TABLEAU 48 • Résultats en calcul, en fin de 6<sup>e</sup> et en fin de 3<sup>e</sup> selon la CS du responsable**

	Note en 6 <sup>e</sup>	Note en 3 <sup>e</sup>
Agriculteur	5,1	6,8
Artisan-commerçant	4,8	6,4
Cadre supérieur	5,9	7,6
Profession intermédiaire	5,1	6,5
Employé	4,4	5,8
Ouvrier	4,2	5,6
Inactif	2,9	4,2
Non renseigné	3,3	4,7

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 2007, DEPP.

## Étude de la dispersion des résultats

La plupart des analyses se sont concentrées sur les écarts de scores moyens entre catégories sociales, que l'on a résumé en  $R^2$ . Quelques résultats ont concerné la dispersion, en présentant la répartition par groupes de compétences (voir par exemple la fin du point précédent) ou la part des élèves en difficulté par catégorie sociale. Nous allons ici présenter plus systématiquement ce type de résultats. En retenant une logique relative, comme au point précédent, nous avons construit, quand c'était possible, pour chaque score une typologie identique, en 5 groupes égaux par ordre croissant de réussite. L'analyse à partir de cette présentation donne des résultats très convergents avec le commentaire des  $R^2$ , sous une forme peut-être plus simple, à utiliser dans une publication grand public comme une note d'information.

Pour construire cette typologie, il fallait disposer des données individuelles, ce qui a un peu limité nos possibilités. Nous avons retenu les sources suivantes :

- Les panels 1997 et 2011 à l'entrée en CP
- L'évaluation Repère en début de CP de 2018
- Les évaluations en CE2 de 1996 à 2006
- Les évaluations en 6<sup>e</sup> de 1996 à 2006 puis de 2017 à 2022
- Les résultats au DNB de 2002 à 2022
- Les résultats à l'entrée en 2<sup>nde</sup> de 2018 à 2022.
- L'enquête PISA de 2000 à 2022

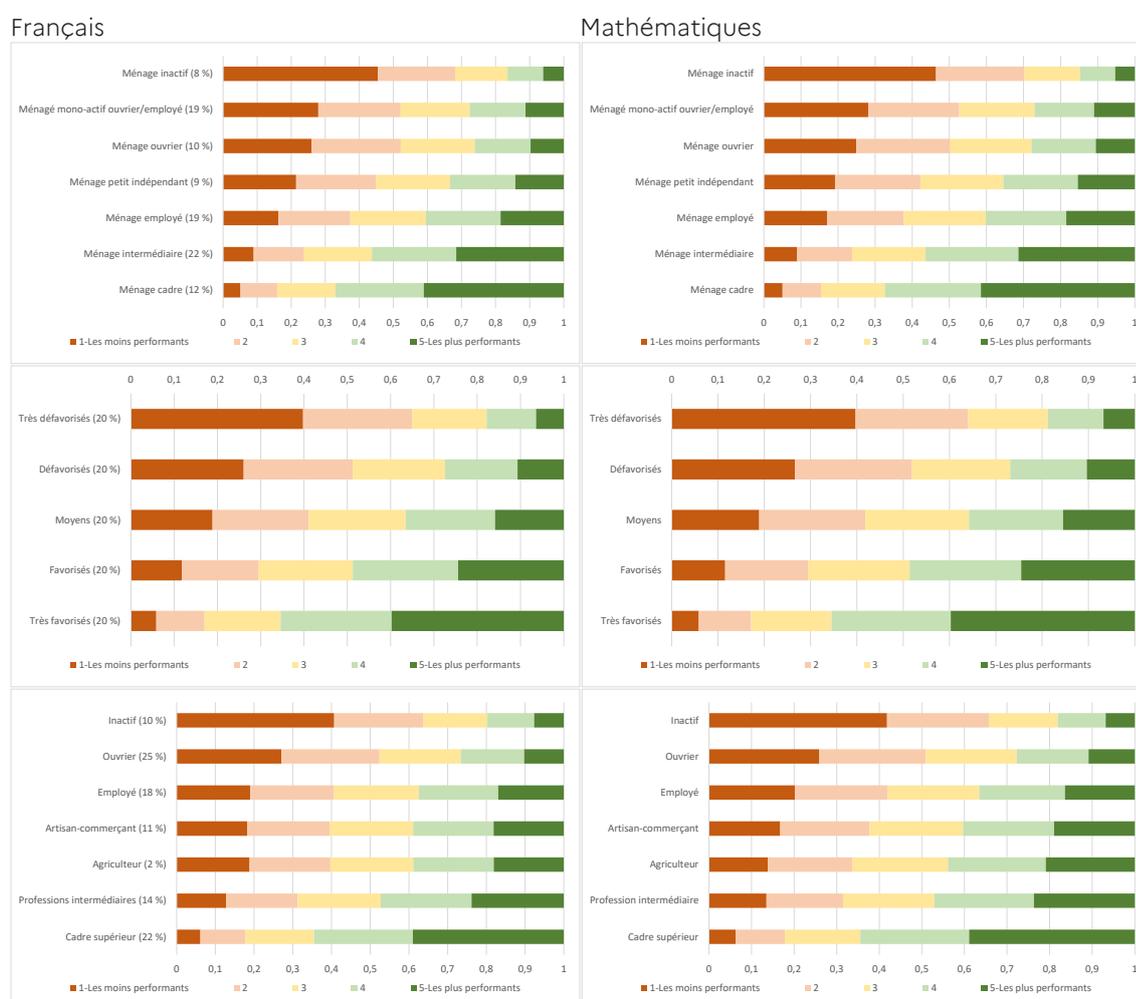
A l'entrée en 6<sup>e</sup>, en 2022, 27 % des enfants d'ouvriers et 41 % des enfants d'inactifs ont eu des résultats insuffisants en français (**FIGURE 21 •**) ; seuls 6 % des enfants de cadres supérieurs et 13 % des enfants de professions intermédiaires sont dans ce cas. Les enfants d'artisans-commerçants, d'agriculteurs et d'employés sont environ 18 % à se trouver au même niveau. De plus, les enfants d'ouvriers et d'inactifs sont aussi nombreux à appartenir au cinquième des élèves juste au-dessus (25 % et 23 % contre 12 % des enfants de cadres supérieurs). En revanche, ils sont rarement parmi les plus performants (10 % des enfants d'ouvriers et 8 % des enfants d'inactifs contre 39 % des enfants de cadres supérieurs).

Les résultats sont très comparables en mathématiques, avec cependant des performances un peu meilleures pour les enfants d'agriculteurs (ils ne sont que 14 % à être parmi les moins performants contre 19 % en français).

La PCS ménage donne des écarts un peu plus marqués entre groupes sociaux : en français, 5 % des enfants dans un ménage cadre et 9 % des enfants dans un ménage intermédiaire se trouvent dans le groupe des élèves en difficulté, contre 26 % des enfants dans un ménage ouvrier, 28 % des enfants dans un ménage monoactif ouvrier ou employé (dans cette catégorie se trouvent relégués des ménages dont la PCS du deuxième responsable n'a pas été bien renseigné ou n'est pas remontée pour des raisons techniques, ce qui biaise un peu les résultats, sans doute à la hausse) et 45 % des enfants dans un ménage d'inactifs (avec la CS du responsable, 6 % des enfants de cadres supérieurs et 13 % pour les parents de professions intermédiaires sont dans ce cas, contre 27 % des enfants d'ouvriers).

Les inégalités sociales apparaissent aussi importantes avec l'IPS, tant en français qu'en mathématiques : un peu moins de 40 % des élèves avec l'IPS le plus bas sont dans le groupe des moins performants contre seulement 6 % parmi les élèves qui ont le mieux réussi ; à l'inverse, pour les élèves avec un IPS très élevé, le taux dans le premier cinquième de compétences est de seulement 6 %, alors que 40 % sont dans le groupe des meilleurs.

**FIGURE 21 • Résultats des élèves à l'évaluation nationale de 6<sup>e</sup> en 2022 en français et en mathématiques, par origine sociale (catégorie sociale du responsable, IPS et PCS ménage)**



**Champ :** France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

En français, les inégalités au CP sont légèrement plus faibles que celles en 6<sup>e</sup> (FIGURE 22 •). En effet, les enfants de cadres supérieurs améliorent un peu leur position au primaire : aux évaluations à l'entrée en CP, 7 % sont parmi les moins performants en français et 14 % dans le groupe au-dessus ; ces taux passent à 6 % et 12 % à l'entrée en 6<sup>e</sup>. Dans le même temps, leur part dans le groupe des plus

performants passe de 34 % au CP à 39 % en 6<sup>e</sup>. A l'inverse, les enfants d'ouvriers voient leurs résultats diminuer un peu : leur part parmi les plus performants est de 10 % à l'entrée en 6<sup>e</sup> contre 13 % à l'entrée en CP.

En mathématiques, l'accroissement des écarts sociaux au cours de l'école primaire est encore plus net : la part des meilleurs augmente de 8 points (de 30 % à 38 %) entre le CP et la 6<sup>e</sup> pour les enfants de cadres supérieurs, alors qu'elle diminue de 4 points pour les enfants d'ouvriers (de 15 % à 11 %). L'évolution est inverse au bas de la distribution des compétences, la proportion d'enfants de cadres dans les deux groupes les moins compétents diminuant de 8 points (de 26 % à 18 %), alors qu'elle augmente de 5 points pour les enfants d'ouvriers (de 47 % à 52 %).

Au collège, les inégalités sociales telles qu'elles sont mesurées ici, par l'appartenance à des groupes de niveau, sont assez stables. Elles semblent même diminuer un peu en français : le taux des enfants de cadres supérieurs dans le groupe des meilleurs baisse entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup> de 3 points (de 39 % à 36 %), alors que pour les enfants d'ouvriers, il augmente de 1 point (de 10 % à 11 %). En mathématiques, les taux restent identiques.

**FIGURE 22 • Niveau des élèves en français et en mathématiques du CP au DNB pour les enfants d'ouvriers et de cadres supérieur**



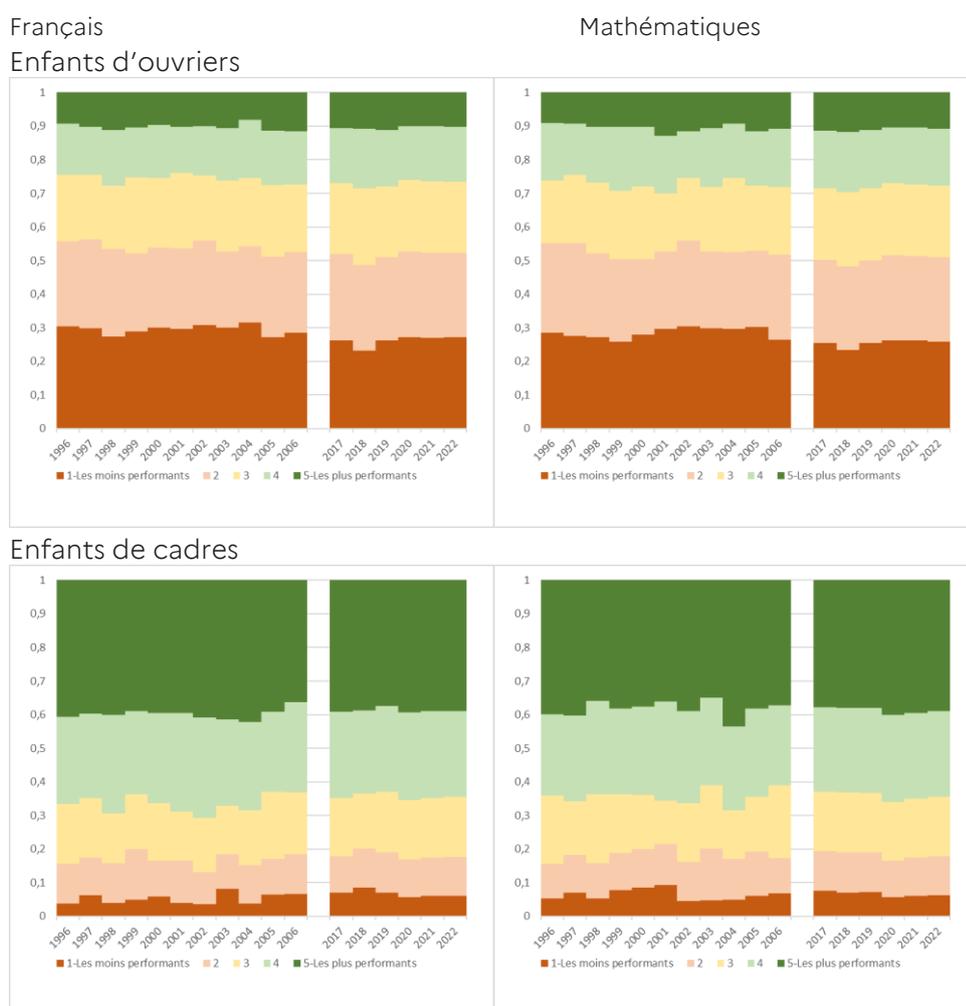
**Champ :** France, Public + Privé sous contrat. (3<sup>e</sup>).  
**Source :** application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP.

A l'entrée en 2<sup>nd</sup>e, les inégalités sociales retrouvent leur niveau de 6<sup>e</sup> : tant en français qu'en mathématiques, 39 % des enfants de cadres supérieurs sont dans le meilleur cinquième aux

évaluations nationales qui ont été menées à l'entrée de 2<sup>nde</sup> générale et technologique et 2<sup>nde</sup> professionnelle, de 2018 à 2022 contre 10 % des enfants d'ouvriers.

A l'entrée en 6<sup>e</sup>, les inégalités sociales paraissent très stables sur toute la période, avec des fluctuations de 1996 à 2006, dans les marges d'erreurs dues à l'échantillonnage (FIGURE 23 •). A partir de 2017, avec des données plus précises, le petit infléchissement de la rentrée 2020, sans doute dû à la crise sanitaire, peut être noté : en mathématiques, la part des enfants de cadres supérieurs dans le groupe des plus performants augmente de 2 points entre 2019 et 2020 (de 38 % à 40 %), alors que cette part baisse de 1 point pour les enfants d'ouvriers. L'évolution est symétrique au bas de la distribution (baisse de 1 point du cinquième les moins performants, pour les enfants de cadres supérieurs ; hausse de 1 point pour les enfants d'ouvriers). Le constat est le même en français.

**FIGURE 23 • Niveau des élèves en français et en mathématiques en 6<sup>e</sup>, de 1996 à 2022, pour les enfants d'ouvriers et de cadres supérieurs**



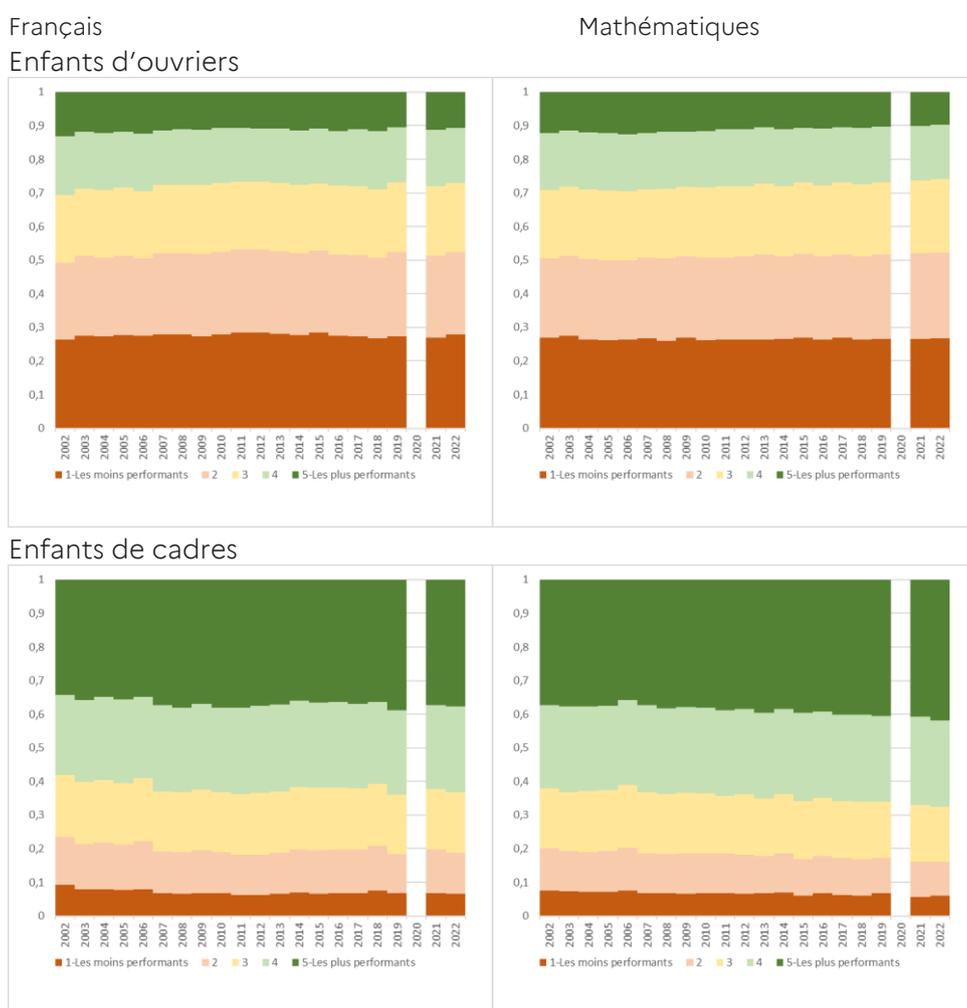
**Champ :** France, Public + Privé sous contrat (1996-2007) puis France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon (2017-2022).  
**Source :** évaluation diagnostique de début de 6<sup>e</sup>, Septembre 1996-2006, DEPP ; évaluation exhaustive de début de 6<sup>e</sup>, Septembre 2017-2022, DEPP (6<sup>e</sup>).

À la fin du collège, aux épreuves écrites du DNB, il y a une légère augmentation des inégalités sociales entre 2002 et 2022, plus nette en mathématiques qu'en français (FIGURE 24 •). L'effet est assez minime au bas de la distribution : la part des enfants de cadres supérieurs au plus bas niveau en mathématiques passe de 8 % en 2002 à 6 % en 2022, tandis que cette part chez les enfants d'ouvriers reste inchangée (à 27 %). L'évolution est plus nette pour les plus compétents : la proportion d'enfants de cadres supérieurs dans ce groupe augmente de 5 points (de 37 % en 2002 à 42 % en 2022), alors qu'elle baisse de 3 points parmi les enfants d'ouvriers (de 12 % à 9 %). L'évolution est plus faible en

français (hausse de 3 points des meilleurs élèves parmi les enfants de cadres supérieurs et baisse de 2 points parmi les enfants d'ouvriers).

L'évolution en début de 6<sup>e</sup> et celle en fin de 3<sup>e</sup> peuvent être mises en relation en tenant compte du décalage de 4 ans entre les deux prises d'informations pour une cohorte donnée : les élèves du début de 6<sup>e</sup> en 2006 ont généralement passé leur brevet en juin 2010 (ou 2011 en cas de redoublement). Pour cette cohorte, le résultat est proche de celui trouvé plus haut avec le panel : les répartitions sociales sont similaires aux deux dates. Ainsi, en début de 6<sup>e</sup> en 2006, 37 % des enfants de cadres supérieurs sont dans le meilleur cinquième en mathématiques ; la proportion est de 38 % au brevet 2010. Le résultat est différent pour les cohortes plus récentes. En début de 6<sup>e</sup> en 2017, 38 % des enfants de cadres supérieurs sont parmi les plus performants ; au brevet 2021, la part est de 41 %. Ceci confirme que le collège accroît maintenant les inégalités sociales de compétences, en tout cas en mathématiques, l'effet étant moins net en français.

**FIGURE 24 • Niveau des élèves en français et en mathématiques en 3<sup>e</sup>, de 2002 à 2022, pour les enfants d'ouvriers et de cadres supérieur**



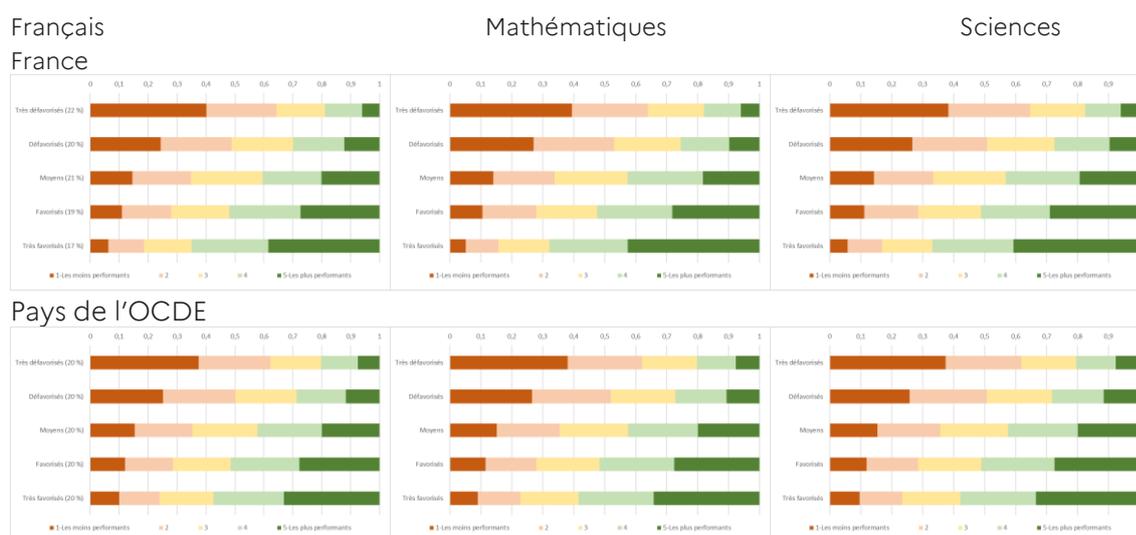
**Champ :** France, Public + Privé sous contrat. (3<sup>e</sup>).  
**Source :** application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP.

Pour PISA, nous avons utilisé l'indice socio-économique des parents (HISEI), car il est fondé uniquement sur la profession (ce qui le rend plus comparable à la description par la CS du responsable, dans le reste de la note ; il est proche de l'IPS) et semble plus stable dans le temps que l'indice SESC. Les élèves ont été classés en 5 groupes égaux selon cet indice, au niveau international (en France, la distribution dans ces 5 groupes est proche de l'équirépartition).

Le lien entre le milieu social et les résultats à PISA est similaire à ce qui a été montré auparavant (FIGURE 25 •) : en France, parmi les élèves les plus défavorisés, 39 % se trouvent dans le cinquième le plus bas en culture mathématique en 2022 contre 5 % des élèves les plus favorisés ; les élèves défavorisés sont moins souvent dans le cinquième des plus performants (6 % contre 43 %). L'écart est plus élevé que dans l'ensemble des pays de l'OCDE : la proportion des plus défavorisés parmi les élèves les plus compétents est de 8 % (au lieu de 6 % en France), tandis que 34 % des élèves socialement favorisés s'y trouvent (au lieu de 43 %). L'analyse est à peu près la même en compréhension de l'écrit et en culture scientifique.

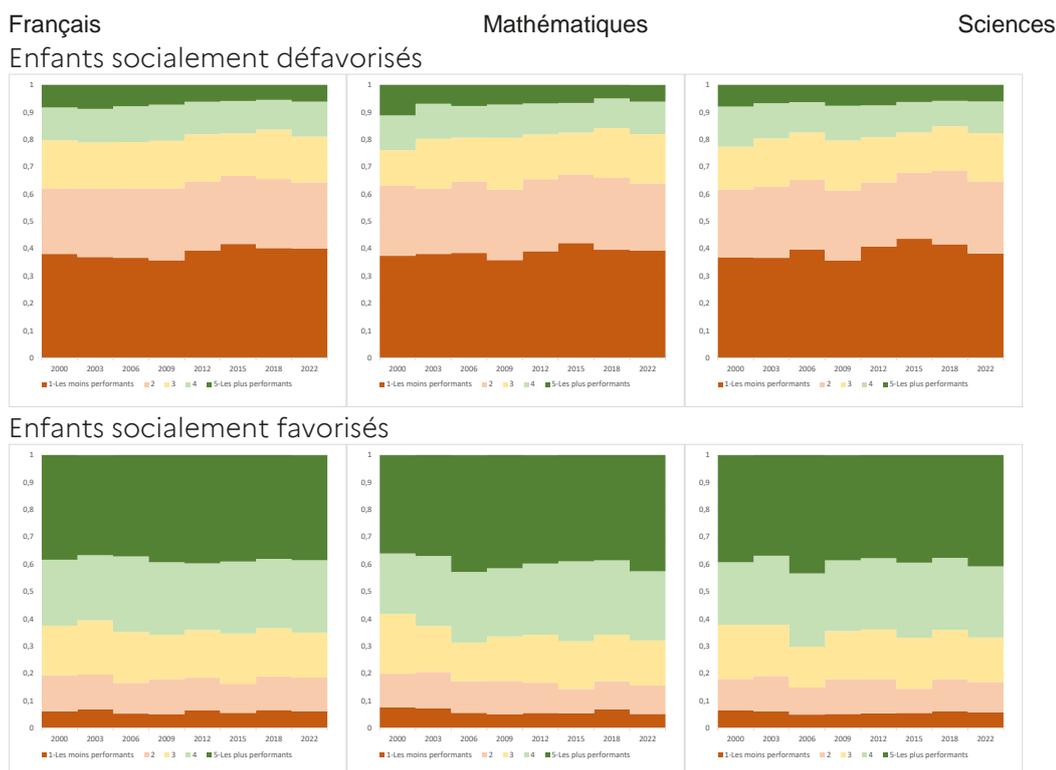
L'enquête PISA permet aussi de mesurer l'évolution des inégalités sociales depuis la première édition en 2000. Concernant les élèves favorisés, leur répartition dans les différents niveaux de compétences n'évolue pas de façon très nette dans les trois domaines évalués (FIGURE 26 •). En revanche, pour les défavorisés, une certaine dégradation est notable : ainsi, parmi ces élèves, la proportion se trouvant au meilleur niveau en compréhension de l'écrit est passée de 8 % en 2000 à 6 % en 2022 ; la proportion d'élèves en difficulté avait stagné entre 2000 et 2009 (de 37 % à 36 %), mais remonte ensuite nettement, pour atteindre 42 % en 2015 et 39 % en 2022. Une tendance similaire, suggérant une légère augmentation des inégalités sociales par une dégradation de la situation des plus défavorisés socialement et une très légère amélioration en 2022, est aussi notable en culture mathématique et en culture scientifique.

**FIGURE 25 • Résultats à l'évaluation PISA en 2022 en France et dans les pays de l'OCDE, par origine sociale (tranche d'indice HISEI)**



Champ : France, Public + Privé sous contrat.  
Source : PISA, OCDE-DEPP.

**FIGURE 26 • Niveau des élèves à PISA de 2000 à 2022, pour les élèves socialement défavorisés et les élèves socialement favorisés (cinquième de HISEI)**



**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** PISA, OCDE-DEPP.

Ces analyses reprennent le principe d'inégalités sociales « relatives », négligeant des évolutions dans la dispersion des résultats (**TABLEAU 49 •**). Or PISA utilisant la même échelle depuis 2000, il est possible de tenir compte de cet aspect. Prenons le cas de la culture mathématique, domaine majeur de la dernière évaluation PISA. L'écart entre les meilleurs et les moins bons a nettement augmenté entre 2000 et 2012 : en 2000, en France, les élèves dans le cinquième le moins bon avaient un score moyen de 390 contre 639 dans le cinquième des meilleurs (soit un écart de 249 points, sachant que l'écart-type a été fixé à 100 au niveau international) ; en 2012, les moins bons ont un score de 353 et les meilleurs 622, soit une différence de 269 et donc une augmentation de 8 % de l'écart. Comme les élèves socialement défavorisés sont surreprésentés parmi les moins bons et les élèves favorisés parmi les meilleurs, cet accroissement de l'écart scolaire va se retrouver dans l'écart de scores entre les deux catégories sociales : il passe de 87 en 2000 (560-473) à 121 en 2009 (553-432), soit une augmentation de 39 %. L'augmentation est plus forte que pour les groupes de compétences, car les inégalités relatives ont, comme indiqué plus haut, aussi un peu augmenté.

Les résultats de 2022 montrent un léger renversement de tendance : l'écart entre les plus favorisés et les plus défavorisés passe de 121 à 113 points. Cela tient à une baisse des écarts entre les meilleurs et les moins bons (de 269 à 255 points).

**TABLEAU 49 • Score à PISA en culture mathématiques, de 2000 à 2022, par niveau et par origine sociale (tranche d'indice HISEI)**

	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2022	2022-OCDE
1-Les moins performants	390	379	359	348	353	353	359	345	344
2	472	463	443	446	441	441	448	423	422
3	523	515	500	503	500	500	501	475	477
4	569	564	551	555	552	552	550	526	531
5-Les plus performants	639	636	627	632	622	622	619	600	613
Les moins favorisés	473	460	442	444	432	432	438	421	426
2	500	488	469	486	469	469	468	446	450
3	527	519	504	515	504	504	506	482	485
4	537	529	519	520	525	525	526	501	505
Les plus favorisés	560	560	558	559	553	553	548	534	520

Champ : France, Public + Privé sous contrat.  
Source : PISA, OCDE-DEPP.

## Étude de la cohorte des entrants en 6<sup>e</sup> de 2017

Les élèves entrés en 6<sup>e</sup> en 2017 sont les premiers à avoir été tous évalués dans le cadre de l'évaluation nationale. Comme on dispose d'un identifiant individuel, il a été possible de les suivre, lors de leur passage du DNB et à leur entrée en 2<sup>nde</sup> (en 2021 ou 2022 pour ceux qui ont redoublé au cours du collège) Il peut être intéressant de confronter les mesures d'inégalités sociales fondées sur ces différentes évaluations, sur un champ identique, car nous avons plusieurs fois évoqué les risques de biais, liés à la sélection de champ.

Sur les 825 000 élèves évalués en début de 6<sup>e</sup> en 2017 (rappelons que cela inclut les élèves en SEGPA), 775 000 ont été retrouvés dans les fichiers du DNB et 640 000 à l'évaluation à l'entrée en 2<sup>nde</sup> (ces derniers sont presque tous, à 1 % près, parmi ceux dont on a retrouvé les résultats au DNB).

Les corrélations (R) entre les différents scores sont plutôt bonnes (**TABLEAU 49 •**) : le lien entre les résultats en français et en mathématiques est de 0,69 à l'entrée en 6<sup>e</sup>, 0,65 au DNB et 0,71 à l'entrée en 2<sup>e</sup> ; le score en français de 6<sup>e</sup> est corrélé à 0,61 avec la note en français du DNB et 0,71 avec le score de 2<sup>e</sup>, ces deux évaluations étant liée à 0,67 ; en mathématiques, le lien 6<sup>e</sup>-DNB est de 0,64, 6<sup>e</sup>-2<sup>e</sup> de 0,68 et DNB-2<sup>e</sup> de 0,79.

Ces données vont permettre de mieux mesurer l'évolution des inégalités au cours du collège, en travaillant à champ constant (**TABLEAU 51 •**). Ainsi, le R<sup>2</sup> en français est de 10,5 % au DNB, ce qui est plus bas que le R<sup>2</sup> à l'entrée en 6<sup>e</sup> (12,2 %). Cependant, si l'on recalcule l'indicateur en 6<sup>e</sup> en 2017 sur les élèves présents au DNB en 2021 ou 2022, le R<sup>2</sup> diminue d'un point (11,2 %) et se rapproche de la valeur observée avec la note au DNB. Celle-ci reste plus basse, parce que l'observation est effectuée en fin d'année et peut-être aussi parce que l'épreuve de français du DNB est moins discriminante socialement. En mathématiques, les inégalités sociales sans tenir compte de la sélection sont, on l'a déjà vu, sensiblement plus élevées au DNB par rapport à la 6<sup>e</sup> (R<sup>2</sup>=14,3 % contre 10,7 %) et l'écart s'accroît encore si l'on ne travaille que sur les élèves présents au DNB (le R<sup>2</sup> de 10,7 % devient 9,8 %).

**TABLEAU 50 • Corrélations entre les scores à l'entrée en 6<sup>e</sup>, au DNB et à l'entrée en 2<sup>nd</sup>e.**

		1	2	3	4	5	6	7
Français 6 <sup>e</sup>	1	1	0,69	0,61	0,59	0,71	0,61	0,39
Mathématiques 6 <sup>e</sup>	2	0,69	1	0,50	0,64	0,59	0,68	0,38
Français DNB	3	0,61	0,50	1	0,65	0,67	0,55	0,37
Mathématiques DNB	4	0,59	0,64	0,65	1	0,66	0,79	0,43
Français 2 <sup>nd</sup> e	5	0,71	0,59	0,67	0,66	1	0,71	0,38
Mathématiques 2 <sup>nd</sup> e	6	0,61	0,68	0,55	0,79	0,71	1	0,40
IPS	7	0,39	0,38	0,37	0,43	0,38	0,40	1

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2017, DEPP (6<sup>e</sup>) ; application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP ; évaluation exhaustive de début de seconde, Septembre 2017, DEPP.

**TABLEAU 51 • Inégalités sociales (R<sup>2</sup>) à l'entrée en 6<sup>e</sup>, au DNB et à l'entrée en 2<sup>nd</sup>e.**

	6 <sup>e</sup>		DNB		2 <sup>nd</sup> e	
	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques
Ensemble des élèves de 6 <sup>e</sup>	12,2	10,7				
Présents au DNB en 2021 ou 2022	11,2	9,8	10,5	14,3		
Retrouvé en 2 <sup>nd</sup> e en 2021 ou 2022	9,7	8,6	9,4	13	11,3	12,8

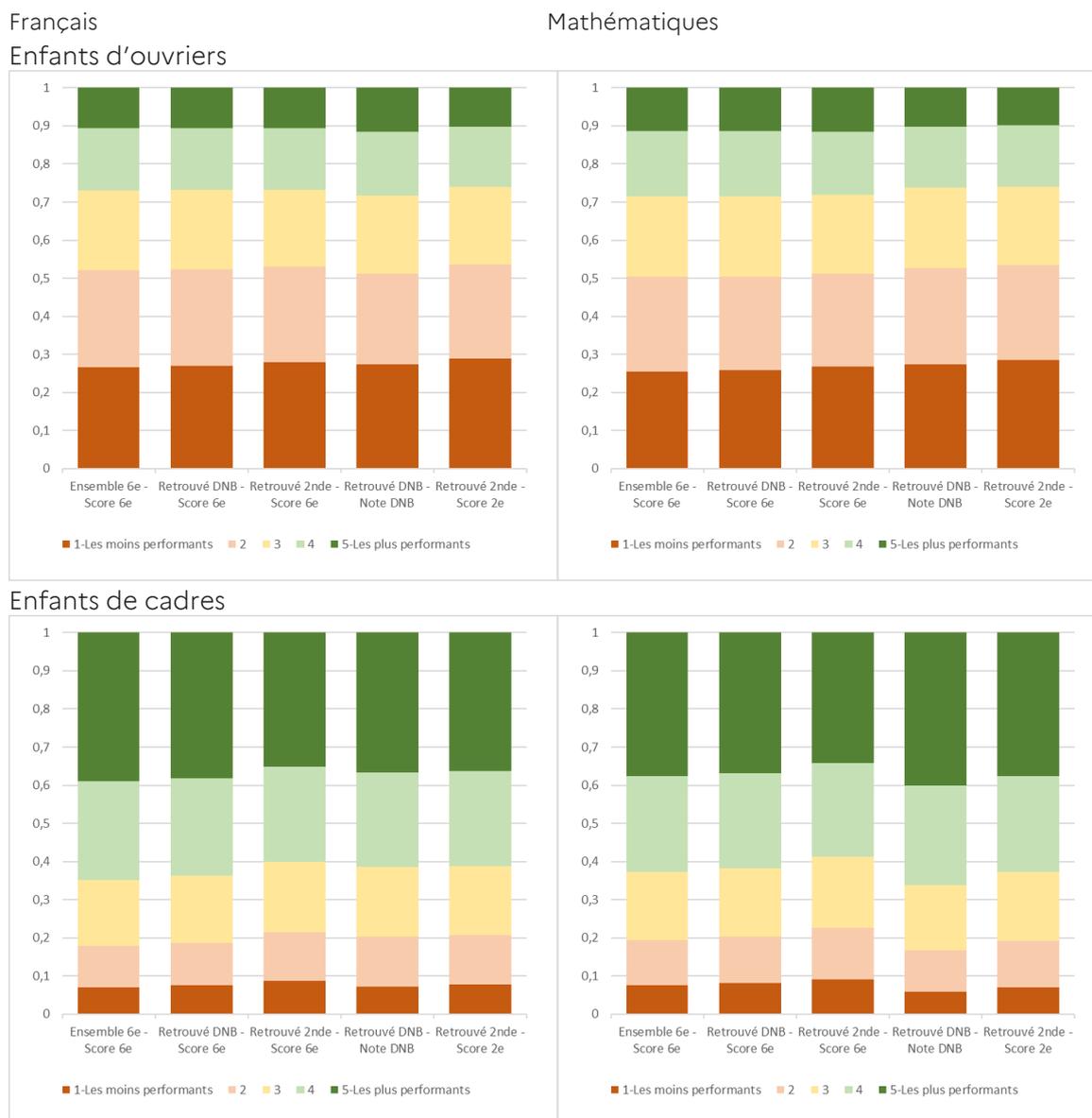
Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2017, DEPP (6<sup>e</sup>) ; application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP ; évaluation exhaustive de début de seconde, Septembre 2017, DEPP.

Le même phénomène est observé en 2<sup>e</sup> : les inégalités sociales à l'entrée en 2<sup>e</sup> en 2021 ou 2022 paraissent plus élevées en mathématiques par rapport à la 6<sup>e</sup> en 2017 (le R<sup>2</sup> passe de 10,7 % à 12,8 %), mais l'écart croît encore si le niveau de 6<sup>e</sup> est calculé uniquement sur les élèves retrouvés en début de 2<sup>e</sup> (la progression du R<sup>2</sup> est alors de 8,7 % à 12,8 %). En Français, les inégalités sociales baissent sans tenir compte de la sélection de champ (le R<sup>2</sup> passe de 12,2 % à 11,3 %), mais augmentent quand on travaille sur la cohorte des élèves observés à la fois en 6<sup>e</sup> et en 2<sup>e</sup> (le R<sup>2</sup> passe de 9,7 % à 11,3 %).

Le même type de constat peut être tiré des répartitions par quantile (**FIGURE 27 •**). Ainsi, la concentration des enfants de cadres supérieurs parmi les plus performants en français diminue entre la 6<sup>e</sup> et la 2<sup>e</sup> : 36 % se trouvent dans le meilleur cinquième en 2<sup>e</sup> contre 39 % en 6<sup>e</sup>, mais cela est dû au fait que le deuxième chiffre inclut des élèves qui n'iront pas en 2<sup>e</sup>, souvent en difficulté. En le recalculant sur les élèves connaissant cette orientation, il est de 35 %, très légèrement en dessous de ce que l'on observe en 2<sup>e</sup>.

**FIGURE 27 • Inégalités sociales (quintiles) à l'entrée en 6<sup>e</sup>, au DNB et à l'entrée en 2<sup>nd</sup>e.**



**Champ :** France, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2017, DEPP (6<sup>e</sup>); application de gestion Cyclades, fichier DNB, DEPP; évaluation exhaustive de début de seconde, Septembre 2017, DEPP.

## Inégalités à la fin des études

Les évaluations de compétences sont rares au-delà de la seconde : la source la plus adaptée, les données recueillies lors des JDC, ne comportent pas d'information sur l'origine sociale. Nous avons contourné ce problème dans un précédent travail (Murat, 2021) en utilisant les évaluations de compétences des adultes, l'enquête Information et Vie quotidienne de l'Insee menée en 2004 et 2011 et l'enquête internationale PIAAC de 2012. Il est possible, en se restreignant aux jeunes qui viennent de finir leurs études, de donner une image des écarts de compétences à l'issue de la scolarité. Nous allons reprendre ici ce travail, en nous limitant à la CS du responsable comme mesure de l'origine sociale, pour permettre des comparaisons avec les précédentes analyses (les variables utilisées dans l'article étaient un peu plus nombreuses : diplôme des parents, origine géographique, etc.). Les inégalités sociales paraissent légèrement inférieures à celles que nous avons mises en évidence avec les évaluations en cours de scolarité (**TABLEAU 52 •**) : le  $R^2$  est de 7,6 % en littératie, 8,1 % en numératie et 1,6 % en compréhension orale. Cela tient en partie à la longueur assez limitée des épreuves, qui en limite le pouvoir discriminant, et en agrégeant la littératie et la numératie, le  $R^2$  atteint 10,1 %. Avec ce score, les enfants de cadres supérieurs se trouvent à trois quart d'écart-type

au-dessus de la moyenne contre un quart en dessous pour les enfants d'ouvriers. L'autre explication de cet écart modéré peut être la difficulté assez faible des épreuves, qui ne permet pas de discriminer très finement les plus compétents, en particulier parmi les plus favorisés.

A titre indicatif, nous avons donné la corrélation entre les compétences non pas pour la CS du responsable de l'individu interrogé, mais pour la CS de cet individu : le  $R^2$  approche alors de 20 %. Cela tient bien sûr au lien entre l'insertion professionnelle, l'obtention d'un emploi qualifié et le parcours scolaire, qui apparaît très lié aux compétences. Il peut justement être intéressant de confronter les inégalités sociales de compétences avec celles de parcours scolaire. Pour cela, nous avons utilisé le diplôme « quantifié » présenté dans (Murat, 2021). Le  $R^2$  de la régression de ce diplôme par la CS du responsable est de 13,4 %, sensiblement supérieur au  $R^2$  avec les compétences, en restant dans le même ordre de grandeur (en utilisant l'âge de fin d'étude, le  $R^2$  vaut 9,7 %).

Pour illustrer la différence entre inégalités sociales de parcours scolaire et inégalités de compétences, nous avons repris la méthodologie de (Place et Vincent, 2009) et au lieu de « quantifier » le diplôme, nous avons transformé les compétences (le score global en littératie et numératie) en une variable qualitative, dont la répartition correspond à celle observée pour le diplôme, pour les sortants, en distinguant : au mieux le brevet, CAP-CEP, baccalauréat, Bac+2, Bac3 ou +. Cela revient à trier la population selon le score et à attribuer fictivement le diplôme, selon des seuils permettant de retrouver la même part à chaque niveau que celle observée.

**TABLEAU 52 • Résultat à IVQ en fonction de la CS du responsable à 15 ans ou celle de l'individu**

	N	Lecture	Calcul	C. orale	L+C	L+C+CO
Agriculteur	53	-0,20	0,22	0,20	0,02	0,10
Artisan-commerçant	139	0,08	0,08	0,05	0,09	0,09
Cadre supérieur	142	0,60	0,66	0,19	0,73	0,64
Prof. intermédiaire	268	0,31	0,25	0,09	0,32	0,29
Employé	199	-0,12	-0,10	-0,18	-0,13	-0,17
Ouvrier	670	-0,20	-0,24	-0,05	-0,26	-0,22
Inactifs	24	-0,57	-0,49	-0,54	-0,61	-0,80
$R^2$ - CS du responsable		7,6	8,1	1,6	10,1	8,5
$R^2$ - CS de l'individu		18,1	11,9	5,0	19,3	17,5

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** enquête Information et Vie Quotidienne, Insee.

De façon cohérente avec le  $R^2$ , les inégalités sociales sont un peu plus fortes pour le diplôme que pour les compétences, mais il existe de fortes similarités (**TABLEAU 53 •**) : à peine 7 % des enfants de cadres supérieurs ne sont pas allés jusqu'au bac ; on trouve la même proportion dans les deux premières tranches de scores, qui correspondent à ce parcours ; la part d'individus au plus haut niveau de compétences est à quelques points près, pour la plupart des origines sociales, proche de celle des individus ayant obtenu au moins un Bac+3 ; les enfants de cadres supérieurs sont une exception : ils sont nettement plus nombreux à avoir obtenu un Bac+3 qu'à être au plus haut niveau de compétences (64,3 % contre 51 %) au détriment du niveau bac+2 (9 % contre 21,3 %).

**TABLEAU 53 • Croisement entre la CS du responsable, le plus haut diplôme obtenu et les compétences**

	Diplômes					Tranches de scores comparables aux diplômes				
	<=DNB	CAP-BEP	Bac	Bac+2	Bac+3 ou +	Niv1	Niv2	Niv3	Niv4	Niv5
	15,4	19,0	25,3	16,4	24,0	15,4	19,0	25,3	16,4	24,0
Agriculteur	13,7	7,8	37,9	15,4	25,4	16,1	19,1	27,8	10,1	27,0
Artisan-co.	22,2	12,1	16,0	24,0	25,7	9,4	21,6	26,3	15,7	26,9
Cadre sup.	3,5	3,7	19,6	9,0	64,3	2,7	5,1	19,9	21,3	51,0
Prof. Inter.	8,6	12,6	21,6	22,9	34,4	6,1	16,1	26,7	18,7	32,4
Employé	13,5	25,0	30,4	12,7	18,4	25,6	18,1	18,9	12,3	25,2
Ouvrier	19,7	25,5	27,4	14,7	12,9	19,7	22,6	26,9	16,6	14,2
Inactifs	21,0	34,9	23,3	3,5	17,4	44,8	27,4	3,4	11,7	12,8

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** enquête Information et Vie Quotidienne, Insee.

## ➤ Annexe 1 : compléments méthodologiques sur la mesure des inégalités

De façon générale, les inégalités sociales peuvent être appréhendées de deux façons : en brut ou en relatif. Dans le premier cas, il s'agit de présenter les écarts bruts de réussite entre catégories (ou la pente de la régression dans le cas où l'on confronte deux variables quantitatives) ; dans le deuxième cas, les écarts sont relativisés par rapport aux inégalités globales de réussite (et on se rapproche de l'étude des corrélations). Nous allons présenter quelques éléments sur le lien entre les deux approches et voir comment on peut les analyser en détail. Il s'agit en particulier de pouvoir isoler dans les inégalités sociales ce qui tient à la modification du lien entre origine sociale et réussite et ce qui tient à des effets de structure si la répartition de la population par origine sociale a changé.

### Les différents indicateurs d'inégalités sociales de compétences

Il existe différents indicateurs selon la nature de la variable décrivant le milieu social : quantitative, qualitative et, de façon intermédiaire, sous forme de quantiles d'une variable quantitative (une variable qualitative ordonnée serait encore un cas intermédiaire entre les deux dernières possibilités). Pour la réussite scolaire, nous nous limiterons au cas où elle est de nature quantitative, comme un score ; le cas qualitatif amène vers d'autres indicateurs plus ou moins équivalents. Les indicateurs diffèrent selon la standardisation que l'on effectue sur les variables.

Commençons par la deuxième perspective, les « inégalités brutes » (**TABLEAU 54 •**). Cela donne lieu à des indicateurs simples pour la variable qualitative et celle en quintiles : le score moyen dans chaque catégorie, la différence entre la catégorie la plus favorisée et la catégorie la plus défavorisée, pour la variable en quintile, la différence entre la catégorie ayant les meilleurs résultats et celle où la moyenne est la plus basse pour une variable qualitative. Ces derniers indicateurs ont l'inconvénient de faire une synthèse sans utiliser toute l'information (résultats des catégories intermédiaires). Nous proposons ici de calculer la variance entre les catégories, en pondérant par la taille de chacune d'entre elles. Le choix de pondérer se justifie pour mieux rendre compte de l'expérience des élèves (en donnant plus de poids aux catégories qui regroupent le plus d'élèves). Cela correspond aussi à une analyse de la variance. Prendre la racine carrée permet d'avoir un écart-type, sans doute plus facilement interprétable comme l'écart moyen (en moyenne quadratique) entre les catégories. Dans le cas en quantiles, nous n'avons pas attribué la valeur 20 % à  $\frac{n_i}{n}$ , car il est envisageable de faire le calcul par sous-population, alors que les quantiles sont définis globalement. En ce qui concerne la mesure quantitative de l'origine sociale, l'indicateur le plus pertinent est alors la pente de la droite de régression du score par l'origine sociale (nous présentons le modèle correspondant), qui va indiquer de combien progresse le score quand l'origine sociale progresse d'une unité.

Dans la première ligne, sont indiqués des indicateurs d'« inégalités brutes globales », par souci de complétude, car ils sont très peu utilisés. Pour le cas quantitatif, cet indicateur est égal au précédent, multiplié par la variance et revient à présenter la covariance entre l'origine sociale et le score. Pour le cas qualitatif, il s'agit de la somme des écarts entre les catégories sociales et la moyenne (élevés au carré), sans diviser par l'effectif total.

**TABEAU 54 • Les différents indicateurs d'inégalités sociales**

Type d'inégalités	Modèle	OS quantitative	OS en quintiles	OS en catégories
Brutes globale	$S = a + bO$	$b_{A1} = \text{cov}(S, O)$	$c_A = \sum_{i=1}^5 n_i (\bar{S}_i - \bar{S})^2$	$d_A = \sum_{i=1}^G n_i (\bar{S}_i - \bar{S})^2$
Brutes	$S = a + bO$	$b_B = \frac{\text{cov}(S, O)}{V(O)}$	$c_{B1} = \bar{S}_5 - \bar{S}_1$ $c_{B2} = \sum_{i=1}^5 \frac{n_i}{n} (\bar{S}_i - \bar{S})^2$	$d_{B1} = \text{Max}(\bar{S}_1 \dots \bar{S}_G) - \text{Min}(\bar{S}_1 \dots \bar{S}_G)$ $d_{B2} = \sum_{i=1}^G \frac{n_i}{n} (\bar{S}_i - \bar{S})^2$
En standardisant l'OS	$S = a + b \frac{O - E(O)}{\sqrt{V(O)}}$	$b_C = \frac{\text{cov}(S, O)}{\sqrt{V(O)}}$	$c_{C1} = \bar{S}'_5 - \bar{S}'_1$ $c_{C2} = \sum_{i=1}^5 (\bar{S}'_i - \bar{S})^2$	ns
En standardisant la réussite	$\frac{S - E(S)}{\sqrt{V(S)}} = a + bO$	$b_D = \frac{\text{cov}(S, O)}{V(O)\sqrt{V(S)}}$	$c_{D1} = \frac{\bar{S}_5 - \bar{S}}{\sqrt{V(S)}}$ $c_{D2} = \sum_{i=1}^5 \frac{n_i}{nV(S)} (\bar{S}_i - \bar{S})^2$	$d_{D1} = \frac{\text{Max}(\bar{S}_1 \dots \bar{S}_G) - \text{Min}(\bar{S}_1 \dots \bar{S}_G)}{\sqrt{V(S)}}$ $d_{D2} = \sum_{i=1}^G \frac{n_i}{nV(S)} (\bar{S}_i - \bar{S})^2$
En standardisant l'OS et la réussite	$\frac{S - E(S)}{\sqrt{V(S)}} = a + b \frac{O - E(O)}{\sqrt{V(O)}}$	$b_E = \frac{\text{cov}(S, O)}{\sqrt{V(O)}\sqrt{V(S)}}$	$c_{E1} = \frac{\bar{S}'_5 - \bar{S}'_1}{\sqrt{V(S)}}$ $c_{E2} = \sum_{i=1}^5 \frac{n_i}{nV(S)} (\bar{S}'_i - \bar{S})^2$	ns

Dans la troisième perspective, on va standardiser la mesure de l'origine sociale. L'intérêt apparaît plus clairement avec le cas quantitatif. Imaginons que l'on souhaite comparer un modèle reliant le score au revenu du ménage et un modèle reliant le score au nombre d'années d'études des parents. La différence de nature entre les deux variables explicatives, rend la comparaison difficile. Une possibilité consiste à standardiser les deux variables en les divisant par leur écart-type, censé mesurer l'écart standard entre les élèves sur ces critères. On donne ainsi l'effet d'un écart-type de revenu et l'effet d'un écart-type de nombre d'années d'études sur le score. L'intérêt apparaît dans une deuxième situation : celle où l'on compare, avec une seule variable d'origine sociale, les inégalités pour deux populations différentes. Le lien avec l'indicateur précédent illustre l'intérêt de cette démarche :  $b_c = b_B \sqrt{V(O)}$ . Si deux populations ont le même effet d'une unité d'origine sociale sur le score,  $b_c$  donnera un niveau d'inégalité plus grand que  $b_B$  si l'origine sociale est très dispersée. D'une certaine façon, cet indicateur permet de mesurer des « inégalités brutes globales » de façon plus compréhensible que les indicateurs de la première ligne, rarement utilisées. Pour une variable en quintile, le premier intérêt évoqué ici a peu de sens (les quintiles de revenus standardisés sont les mêmes que les quintiles de revenu brut) et il n'est pas non plus évident de standardiser une répartition par PCS. En revanche, dans la deuxième situation, comparant deux sous-populations selon le même critère social, mais ayant des distributions a priori différentes, on peut envisager une variante par rapport à la première perspective, en calculant les quintiles non sur l'ensemble de la population, mais sur chaque sous-population indépendamment (voir la note d'Olivier Monso sur les inégalités sociales de compétences par académie, à ce sujet). Le phénomène va être le même que pour l'origine sociale quantitative : si une sous-population est très dispersée, les quantiles vont être socialement plus tranchés avec une définition « locale » qu'avec une distribution « nationale » (en effet, si cette sous-population a une moyenne proche du national, étant plus dispersée, elle aura plus de 20 % de ses élèves dans le premier quintile et donc ce groupe sera moins défavorisé que les 20 % les plus défavorisés de la sous-population). Les quintiles étant plus différents socialement dans la perspective locale, les écarts de réussite risquent d'être plus importants. En résumé, avec la variable par quintile, comme avec la variable quantitative, le fait de standardiser la variable d'origine sociale conduit, de façon un peu paradoxal, à gonfler les indicateurs dans les sous-populations où l'origine sociale est plus dispersée.

Dans la quatrième perspective, l'origine sociale est maintenue sous sa forme originelle, mais c'est le score qui est standardisé avec une moyenne nulle et un écart-type de 1. L'objectif est de comparer les inégalités sociales entre des dimensions différentes, quand il n'est pas possible de faire des ancrages avec des items communs : les mathématiques et le français ; au début et à la fin de l'enseignement primaire ; aujourd'hui et il y a 20 ans... Notons que dans le cas des quintiles et de la variable catégorielle, en divisant la variance entre groupes sociaux par la variance totale, on aboutit au  $R^2$ , part de variance du score expliquée par la catégorie, indicateur synthétique habituel.

Enfin, la cinquième perspective cumule les deux standardisations, selon l'origine sociale et le score. Dans la version quantitative, l'indicateur d'inégalité proposé est alors tout simplement le coefficient de corrélation entre les deux variables. Cet indicateur va permettre des comparaisons entre des indicateurs de réussite dans des dimensions différentes, comme la troisième perspective. En standardisant l'origine sociale, il tend aussi à avoir des valeurs plus élevées pour les populations où les inégalités sociales sont élevées. Cela se comprend bien si l'on se rappelle que le  $R^2$ , le carré de ce coefficient, est souvent interprété comme la part de variance des scores « expliquée » par l'origine sociale : à niveau d'inégalités brutes identique, on aura plus d'information sur la réussite dans un pays où les élèves se distinguent beaucoup sur le critère social que dans un pays où les écarts sociaux sont limités (les autres sources d'inégalités risquent d'être plus déterminantes).

## Décomposition de l'évolution des inégalités sociales

Nous allons maintenant décrire comment les inégalités brutes de compétences et les inégalités sociales relatives, évoluent en fonction des changements dans la répartition selon le milieu social et du lien entre milieu social et compétences.

Dans la suite, nous étudierons le cas où la variable  $S$  pour laquelle on observe des inégalités sociales est de forme quantitative. Nous allons d'abord traiter le cas où l'origine sociale  $O$  est aussi de forme quantitative.

Supposons une relation linéaire entre les deux variables :

$$S = a + bO + \varepsilon$$

Où  $\varepsilon$  décrit l'influence des autres caractéristiques que  $O$ , en supposant cette influence indépendante de  $O$ .

Deux types d'indicateurs nous ont intéressés dans ce document :

Une approche brute à l'unité :  $b = \frac{\text{cov}(O,S)}{V(O)}$

Une approche relative :  $R^2 = \frac{\text{cov}(O,S)^2}{V(O)V(S)}$

$b$  est la pente de la droite de régression de  $S$  par  $O$ . Cette valeur peut théoriquement être négative. Elle indique l'écart de réussite entre deux individus séparés par une unité en matière de milieu social.  $R^2$  est le coefficient de détermination de cette régression. Il mesure l'intensité de la relation entre les variables indépendamment de leurs dispersions. On peut établir facilement un lien entre ces grandeurs :

$$R^2 = \frac{b^2 V(O)}{V(S)} \text{ ou à l'inverse } b^2 V(O) = R^2 V(S)$$

La première expression indique que l'indicateur d'inégalités sociales relatives fait le rapport entre les inégalités sociales brutes globales de réussite  $b^2 V(O)$  et la dispersion totale  $V(S)$ .

Dans la deuxième expression, il apparaît que les inégalités sociales brutes globales dépendent à la fois des inégalités sociales relatives  $R^2$  et de la dispersion totale  $V(S)$  du critère de réussite (plus celle-ci est grande, plus les inégalités sociales brutes vont être fortes).

Le choix entre l'approche brute et l'approche relative dépend un peu de la causalité que l'on envisage entre les inégalités sociales de réussite et dispersion globale de réussite. Dans une approche brute, on cherche à quantifier l'influence du milieu social sur les écarts de réussite ; dans l'approche relative, il s'agit plutôt de relativiser (ou standardiser) des inégalités sociales de réussite par la dispersion globale de réussite.

Étudions maintenant comment peuvent évoluer ces indicateurs.

Commençons par la variance totale. Comme on se place dans une perspective de description par les moindres carrés,  $\text{cov}(O, \varepsilon) = 0$  et

$$V(S) = b^2 V(O) + V(\varepsilon)$$

Le terme  $V(\varepsilon)$  peut être conditionné selon  $O$  :  $E^O(V(\varepsilon_{|O}))$ . Dans le cas d'homoscédasticité, cela va conduire à une valeur donnée  $\sigma_\varepsilon^2$ , mais nous verrons qu'il peut être intéressant d'envisager des cas d'hétéroscédasticité, en particulier en évolution.

Nous allons supposer en effet que l'on est passé d'une situation :

$$V_D(S) = b_D^2 V_D(O) + V_D(\varepsilon)$$

à une situation

$$V_F(S) = b_F^2 V_F(O) + V_F(\varepsilon)$$

Dans ce cas l'évolution de la variance peut s'exprimer de la façon suivante :

$$V_F(S) - V_D(S) = b_F^2 V_F(O) - b_D^2 V_D(O) + b_D^2 V_F(O) - b_D^2 V_D(O) + E_F^O(V_F(\varepsilon_{|O})) - E_F^O(V_D(\varepsilon_{|O})) + E_F^O(V_D(\varepsilon_{|O})) - E_D^O(V_D(\varepsilon_{|O}))$$

On peut distinguer 4 termes :

1.  $T1 = (b_F^2 - b_D^2)V_F(O)$  est le terme le plus attendu, rendant compte du fait que l'influence de l'origine sociale sur la réussite a évolué de  $b_D$  à de  $b_F$ , en fixant la dispersion du milieu social à son niveau final.
2.  $T2 = b_D^2(V_F(O) - V_D(O))$  isole ce qu'il se serait passé si le lien entre origine sociale et réussite n'avait pas évolué, mais en tenant compte du changement observé de la structure sociale.

3.  $T3 = E_F^O(V_F(\varepsilon_{10})) - E_D^O(V_D(\varepsilon_{10})) = E_F^O(V_F(\varepsilon_{10}) - V_D(\varepsilon_{10}))$  va rendre du compte du fait qu'à milieu social donné, l'influence des autres caractéristiques a évolué. En cas d'homoscédasticité, cela revient à comparer la dispersion globale des résidus aux deux dates. Ce terme intègre à la fois que les caractéristiques ont pu évoluer (plus d'inégalités sur ces variables par exemple) et que le lien entre ces caractéristiques et la réussite scolaire a pu changer.
4.  $T4 = E_F^O(V_D(\varepsilon_{10})) - E_D^O(V_D(\varepsilon_{10}))$  isole ce qui se serait passé si le lien entre les autres caractéristiques et la réussite à origine sociale donnée n'avait pas évolué, mais en tenant compte du changement observé de la structure sociale. En cas d'homoscédasticité, la variance de  $\varepsilon$  ne dépendant pas de  $O$ , les deux espérance vont s'annuler. Sinon, ce coefficient peut être positif, si au temps  $F$ , les individus se concentrent plus qu'au temps  $D$  sur des parties de la distribution de  $O$  où le résidu est dispersé. Il est négatif dans le cas inverse.

Les termes 2 et 4 rendent compte de l'évolution de la dispersion globale de réussite due à des changements, en amont, dans la distribution des origines sociales, sans évolution du lien entre origine sociale et réussite. Les termes 1 et 2 rendent compte de l'évolution des écarts bruts de réussite selon l'origine sociale, en distinguant un effet de structure (2) et un effet du lien entre origine sociale et réussite (1).

Examinons maintenant l'évolution des inégalités relatives.

$$r_F^2 = \frac{b_F^2 V_F(O)}{V_F(S)} = \frac{b_D^2 V_D(O) + T1 + T2}{V_D(S) + T1 + T2 + T3 + T4} = \frac{r_D^2 V_D(S) + T1 + T2}{V_D(S) + T1 + T2 + T3 + T4}$$

Et donc :

$$r_F^2 - r_D^2 = \frac{(1 - r_D^2)(T1 + T2) - r_D^2(T3 + T4)}{V_F(S)}$$

Les inégalités sociales relatives vont donc augmenter :

- Si le lien entre origine sociale et réussite augmente ( $\frac{(1-r_D^2)T1}{V_F(S)} > 0$ )
- Si la dispersion de l'origine sociale augmente ( $\frac{(1-r_D^2)T2}{V_F(S)} > 0$ )
- Si les écarts de réussite à origine sociale donnée diminuent ( $\frac{r_D^2 T3}{V_F(S)} < 0$ )
- Si l'origine sociale se concentre sur des valeurs où les écarts de réussite à origine sociale donnée sont faibles ( $\frac{r_D^2 T4}{V_F(S)} < 0$ )

Le même type d'analyse peut être fait avec une origine sociale qualitative prenant  $G$  valeurs.

On va alors se fonder sur la décomposition de la variance :

$$V(S) = \sum_{k=1}^G p_k (\bar{S}_k - \bar{S})^2 + \sum_{k=1}^G p_k \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} (S_i - \bar{S}_k)^2 = \sum_{k=1}^G p_k (\bar{S}_k - \bar{S})^2 + \sum_{k=1}^G p_k V_k(S)$$

Où  $n_k$  et  $p_k$  sont le nombre et la proportion d'individus dans le groupe  $k$  ;  $\bar{S}_k$  et  $V_k(S)$  la valeur moyenne et la variance de  $S$  dans ce groupe ;  $\bar{S}$  la moyenne sur l'ensemble de la population.

Dans ce cas, si le  $R^2$  rapportant la variance « inter »  $\sum_{k=1}^G p_k (\bar{S}_k - \bar{S})^2$  à la variance totale fournit un indicateur classique d'inégalités sociales relatives, la présentation des inégalités brutes est moins évidente. Souvent, on commentera l'écart entre les deux catégories les plus éloignées (en tenant compte éventuellement de leur taille). En prenant la racine carrée de la variance « inter », on a une valeur qui s'interprète comme la distance moyenne d'une catégorie à la moyenne globale.

Nous allons maintenant étudier comment ces indicateurs évoluent en tenant compte non seulement des changements dans les écarts entre moyennes des catégories, mais aussi des changements dans la dispersion au sein des catégories et dans la répartition par catégorie.

Nous allons supposer en effet que l'on est passé d'une situation :

$$V_D(S) = \sum_{k=1}^G p_k^D (\overline{S_k^D} - \overline{S^D})^2 + \sum_{k=1}^G p_k^D V_k^D(S)$$

à une situation

$$V_F(S) = \sum_{k=1}^G p_k^F (\overline{S_k^F} - \overline{S^F})^2 + \sum_{k=1}^G p_k^F V_k^F(S)$$

Dans ce cas l'évolution de la variance peut s'exprimer de la façon suivante :

$$V_F(S) - V_D(S) = \sum_{k=1}^G p_k^F (\overline{S_k^F} - \overline{S^F})^2 - \sum_{k=1}^G p_k^F (\overline{S_k^D} - \overline{S^D})^2 + \sum_{k=1}^G p_k^F (\overline{S_k^D} - \overline{S^D})^2 - \sum_{k=1}^G p_k^D (\overline{S_k^D} - \overline{S^D})^2 + \sum_{k=1}^G p_k^F V_k^F(S) - \sum_{k=1}^G p_k^F V_k^D(S) + \sum_{k=1}^G p_k^F V_k^D(S) - \sum_{k=1}^G p_k^D V_k^D(S)$$

Avec  $\overline{S^D} = \sum_{k=1}^G p_k^F \overline{S_k^D}$

1.  $T1 = \sum_{k=1}^G p_k^F (\overline{S_k^F} - \overline{S^F})^2 - \sum_{k=1}^G p_k^F (\overline{S_k^D} - \overline{S^D})^2$  est le terme le plus attendu, rendant compte du fait que les écarts entre groupes sociaux ont évolué entre les deux dates.
2.  $T2 = \sum_{k=1}^G p_k^F (\overline{S_k^D} - \overline{S^D})^2 - \sum_{k=1}^G p_k^D (\overline{S_k^D} - \overline{S^D})^2$  rend compte de changements dans la dispersion globale de réussite dus à l'évolution de la répartition des individus par milieu social : si les individus se concentrent davantage sur les catégories les plus éloignées de la moyenne et les unes des autres en termes de réussite scolaire, la dispersion globale va augmenter.
3.  $T3 = \sum_{k=1}^G p_k^F V_k^F(S) - \sum_{k=1}^G p_k^F V_k^D(S)$  va rendre du compte du fait qu'au sein des catégories sociales, les écarts de réussite ont pu évoluer, ce qui va jouer sur la dispersion globale de réussite.
4.  $T4 = \sum_{k=1}^G p_k^F V_k^D(S) - \sum_{k=1}^G p_k^D V_k^D(S)$ , comme le quatrième terme du cas quantitatif, rend compte du fait que la répartition des individus par origine sociale a pu évoluer et donc qu'ils peuvent se concentrer davantage à la fin sur les catégories très hétérogènes en termes de réussite scolaire (la dispersion globale de réussite risque d'augmenter) ou peu hétérogènes (et la dispersion globale va diminuer).

Encore une fois, les termes 2 et 4 rendent compte de l'évolution de la dispersion globale de réussite due à des changements, en amont, dans la distribution des origines sociales, sans évolution du lien entre origine sociale et réussite. Les termes 1 et 2 rendent compte de l'évolution des écarts brutes de réussite selon l'origine sociale, en distinguant un effet de structure (2) et un effet du lien entre origine sociale et réussite (1).

Le raisonnement de la page précédente sur les  $R^2$  peut ensuite être repris pour décomposer l'évolution de cet indicateur en 4 termes.

## Comment étudier l'évolution des inégalités sociales au fil de la scolarité

Dans les analyses de ce document, nous avons fondé l'étude des inégalités sociales, sur la comparaison de « photographies » à différentes époques ou différents niveaux. Dans le cas des panels, certaines analyses antérieures ont utilisé une méthode économétrique pour déterminer comment les écarts entre milieux sociaux évoluaient au fil de la scolarité. Le modèle est alors :

$$S_F = a + bO + cS_D + \varepsilon$$

$S_F$  étant le score final et  $S_D$  le score initial. Le problème est qu'avec les données recueillies sur les compétences, forcément imparfaites, il existe une erreur de mesure sur  $S_D$  qui va baisser les estimations.

Supposons en effet, que l'observe en fait

$$\begin{aligned}\widetilde{S}_F &= S_F + \eta_F \\ \widetilde{S}_D &= S_D + \eta_D\end{aligned}$$

$\eta_F$  et  $\eta_D$  étant les erreurs de mesures sur les variables.

Dans cas, l'estimateur des moindres carrés de  $b$  tend, quand le nombre d'observations devient élevé, vers :

$$p \lim(\hat{b}) = \frac{\text{cov}(O, \widetilde{S}_F)V(\widetilde{S}_D) - \text{cov}(O, \widetilde{S}_F)\text{cov}(\widetilde{S}_D, O)}{V(\widetilde{S}_D)V(O) - \text{cov}(\widetilde{S}_D, O)^2}$$

Ce qui donne après quelques calculs :

$$p \lim(\hat{b}) = b + \frac{cV(\eta_D)\text{cov}(\widetilde{S}_D, O)}{V(\eta_D)V(O) + V(\widetilde{S}_D)V(O) - \text{cov}(\widetilde{S}_D, O)^2}$$

On peut montrer que  $V(X)V(Y) - \text{cov}(X, Y)^2$  est positif (on voit ici un bout du  $R^2$ ), donc le dénominateur du biais l'est aussi.

Le biais de  $\hat{b}$  va donc dépendre du signe de  $cV(\eta_D)\text{cov}(\widetilde{S}_D, O)$ , c'est-à-dire de  $\text{cov}(\widetilde{S}_D, O)$ , car dans la plupart des problématiques traitées, on peut supposer que  $c > 0$  (le niveau final est lié positivement au niveau initial). Si l'origine sociale est corrélée positivement avec le niveau initial (hypothèse vraisemblable), le biais sera donc positif. En particulier, en cas d'absence d'effet de l'origine sociale sur la progression ( $b = 0$ ), la méthode des moindres carrés tendra à donner une estimation positive, suggérant une progression plus forte des catégories favorisées, alors qu'il n'y a rien de particulier. En fait, formellement, l'origine sociale joue ici le rôle d'une autre mesure du niveau initial.

Une solution parfois utilisée consiste à travailler en progression, à modéliser  $\widetilde{S}_F - \widetilde{S}_D$  par  $O$ , sans prendre en compte  $\widetilde{S}_D$  (sinon, le problème est le même). Cela suppose que la progression ne dépend pas du niveau initial (et formellement que  $c = 1$ ). C'est une hypothèse, qui peut parfois être forte, et même très problématique dans le cas de variables standardisés (en effet, avec des variables de variance 1, supposer  $c = 1$  revient presque à supposer une corrélation parfaite entre les variables ; or en présence d'erreur de mesure, il existe un effet de retour vers la moyenne qui doit corrélérer négativement la progression des scores avec le score initial).

Il existe une autre source classique de biais : l'existence de variables omises, liées à la fois aux compétences et à l'origine sociale. L'omission risque aussi de biaiser la mesure des inégalités sociales, plutôt à la hausse si le lien entre l'origine sociale et ces variables est positif.

Nous allons illustrer ces questions, à partir du panel 2007. Le cas de la lecture silencieuse paraît intéressant. Nous utilisons ici les scores ancrés sur les valeurs de 6<sup>e</sup> et donc comparables en début et en fin d'observation, ce qui évite de les standardiser de façon indépendante. Nous allons chercher à expliquer le score final en lecture silencieuse, en contrôlant de différentes façons le niveau initial et en ajoutant le milieu social. Le premier modèle correspond à celui classiquement utilisé, donné en page précédente. Le score initial en lecture a un coefficient (non présenté dans le tableau) de 0,38, ce qui n'est pas très élevé, cohérent avec un  $R^2$  de seulement 25 %. Les mesures aux deux temps d'observation ne sont pas très corrélées (à cause de l'erreur de mesure ou parce que les parties variables sont trop différentes). Les coefficients associés à la CS du responsable sont assez forts, suggérant avec l'interprétation habituelle, des progressions différenciées entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup> : les enfants de cadres supérieurs progresseraient de 53% d'écart-type de plus que les enfants d'inactifs.

Le deuxième modèle présente une méthode assez simple de correction du biais d'atténuation, en utilisant l'alpha de Cronbach, dérivé des corrélations entre les indicatrices de réussites des 15 items de l'épreuve, pour estimer la variance de l'erreur de mesure. Cela conduit à une diminution des coefficients associés à

la CS du responsable : les enfants de cadres supérieurs auraient alors une progression plus grande de 36 % d'écart-type, ce qui reste élevé.

Le troisième modèle explore l'hypothèse qu'en contrôlant plus de données initiales, on améliore la prédiction du score final : on ajoute l'ensemble des scores disponibles en 6<sup>e</sup> (les scores aux 5 autres évaluations spécifiques et les scores en français et en mathématiques à l'entrée en 6<sup>e</sup>). Le modèle s'améliore en effet sensiblement (le R<sup>2</sup> passe à 36 %) et les coefficients « résiduels » pour la CS diminue nettement : le surcroît de progression des enfants de cadres supérieurs par rapport aux enfants d'inactifs passe sous les 10 % d'écart-type.

Le modèle suivant reprend en fait à peu près la même idée, sous une forme différente : on instrumente le score en lecture à l'entrée en 6<sup>e</sup> par l'ensemble des autres évaluations disponibles à cette date, avant d'estimer le modèle simple reliant score initial et score final dans cette épreuve. Les coefficients associés à la CS sont proches de la méthode précédente.

Enfin, le dernier modèle consiste simplement à modéliser la progression des scores (calculée par la différence entre le score final et le score initial) en fonction de la CS du responsable. Ce modèle est très similaire à la comparaison des « photographies » aux deux dates que nous avons menée dans ce document (ici sur des scores standardisés avec un ancrage entre les deux temps d'observation). Cette progression paraît très proche d'un milieu social à l'autre, avec des variations beaucoup plus faibles et même négatives pour les enfants de cadres supérieurs. Ce dernier modèle repose sur l'hypothèse un peu forte que la progression ne dépend pas du niveau initial.

**TABLEAU 55 • Effet de la CS du responsable sur différentes modélisations du score en 3<sup>e</sup> en lecture silencieuse.**

	Modèle simple	Modèle corrigeant l'erreur de mesure	Modèle avec plus de variables de contrôle	Modèle avec instrumentation	Modèle en différence
Agriculteur	0,43	0,32	0,10	0,11	-0,01
Artisan-com.	0,35	0,24	0,05	0,07	-0,09
Cadre supérieur	0,53	0,36	0,08	0,11	-0,15
Profession inter.	0,43	0,31	0,09	0,11	-0,05
Employé	0,27	0,19	0,03	0,04	-0,07
Ouvrier	0,23	0,16	0,03	0,04	-0,03
Inactif	0	0	0	0	0

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 2007, DEPP.

Ces aspects méthodologiques peuvent aussi être illustrés avec des statistiques plus simples que les modèles économétriques. Pour cela à partir des résultats en mathématiques des élèves du panel 2007, que nous avons déjà bien exploitées, nous avons croisé l'appartenance au premier quintile en fin de 6<sup>e</sup> et l'appartenance au premier quintile en fin de 3<sup>e</sup>. Environ les trois quarts des élèves sont hors de ces groupes aux deux dates ; un peu plus d'un huitième est en difficulté aux deux dates ; les flux (qui s'équilibrent exactement par construction des indicateurs) sont de 6 % dans un sens et 6 % dans l'autre.

On peut ainsi estimer les chances de maintien dans la réussite à 92 % (73,6%/80%) et les chances de sortie de l'échec à 32 % (6,4%/20%). Si l'on calcule ces taux par milieu social, les enfants de cadres supérieurs se voient attribuer des valeurs élevées pour ces évolutions favorables : 97 % de ces élèves initialement en réussite ont des chances de se maintenir (91,3/(91,3+2,5)) et 53 % des élèves de cette classe sociale au

départ en difficulté en sortent entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup> ( $3,3/(3,3+3)$ ) ; pour les enfants d'ouvriers, les taux sont nettement moins bons ( $63,2/(63,2+8,5)=88\%$  et  $7,3/(7,3+20,1)=29\%$ ). Ceci suggère que les enfants de cadres supérieurs améliorent leur position, car à réussite initiale donnée, ils ont une évolution plus favorable que les enfants d'ouvriers.

Or, comme nous l'avons déjà dit, la part des enfants de cadres supérieurs et des enfants d'ouvriers dans le groupe des élèves en difficulté évolue très peu entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup> (respectivement de 6,3 % à 5,4 % et de 28,3 % à 28,6 %). La caractérisation sociale des flux permet de mieux le comprendre : si les populations « immobiles » sont très marquées socialement (50 % de ceux qui restent en échec sont enfants d'ouvriers contre 28 % de ceux qui restent en réussite), les flux sont dans une situation intermédiaire et, surtout, très similaire (42 % d'enfants d'ouvriers parmi ceux qui sortent de l'échec contre 44 % pour ceux qui entrent). Logiquement, ces flux d'entrées et de sorties très similaires socialement ne vont pas modifier la structure sociale des populations en échec ou en réussite.

D'ailleurs, avec un changement de perspective un peu particulier, mais justifiable, on peut reprendre l'analyse de la partie gauche du tableau en donnant une image plus favorable pour les enfants d'ouvriers. En effet, 11 % des enfants d'ouvriers en réussite en 3<sup>e</sup> étaient en échec en 6<sup>e</sup> ( $8,2/(8,2+63,2)$ ) et c'est le cas de 70 % des enfants d'ouvriers en échec en 3<sup>e</sup> ( $20,1/(20,1+8,5)$ ) ; pour les enfants de cadres supérieurs, ces taux sont de 3 % et 54 %. A situation finale donnée, les enfants d'ouvriers ont connu une évolution plus favorable (ils viennent plus souvent de l'échec quand ils sont finalement en réussite et viennent moins souvent de la réussite quand ils sont finalement en échec). Les données peuvent se lire de façon « symétrique » et la situation plus défavorable des enfants d'ouvriers pour la donnée « expliquée » (situation finale ou situation initiale) semble être un phénomène mécanique.

**TABLEAU 56 • Entrées et sorties entre la 6<sup>e</sup> et la 3<sup>e</sup> du groupe des élèves en difficulté en mathématiques selon la CS du responsable**

	Répartition des CS par flux				Répartition des flux par CS			
	Reste en réussite	Entrée en échec	Sortie d'échec	Reste en échec	Reste en réussite	Entrée en échec	Sortie d'échec	Reste en échec
Agriculteur	81,2	4,5	6,2	8,2	2,6	1,7	2,3	1,5
Artisan-com.	78,9	6,0	6,5	8,7	11,9	10,5	11,2	7,3
Cadre supérieur	91,3	2,5	3,3	3,0	23,2	7,3	9,7	4,1
Profession inter.	80,4	5,3	5,5	8,8	19,7	15,0	15,4	11,9
Employé	66,7	8,0	7,3	18,0	13,5	18,8	17,0	20,0
Ouvrier	63,2	8,5	8,2	20,1	28,4	44,5	42,4	49,9
Inactif	36,1	9,8	8,0	46,1	0,8	2,4	1,9	5,3
Ensemble	73,6	6,4	6,4	13,6	100	100	100,01	100

Champ : France, Public + Privé sous contrat.

Source : panel d'élèves entrés en 6<sup>e</sup> de 2007, DEPP.

À titre de comparaison, nous présentons une situation où les inégalités sociales s'aggravent : les inégalités sociales en mathématiques entre le CP et la 6<sup>e</sup> dans le panel 2011. Dans ce cas, les flux ne sont pas socialement identiques (43 % d'ouvriers dans les entrées en échec contre 35 % dans les sorties). Si bien que la part des élèves en difficulté passe de 24 % à 27 % pour les enfants d'ouvriers, alors qu'elle baisse de 4 points pour les enfants de cadres supérieurs (de 11 % à 7 %).

**TABLEAU 57 • Entrées et sorties entre le CP et la 6<sup>e</sup> du groupe des élèves en difficulté en mathématiques selon la CS du responsable**

	Répartition des CS par flux				Répartition des flux par CS			
	Reste en réussite	Entrée en échec	Sortie d'échec	Reste en échec	Reste en réussite	Entrée en échec	Sortie d'échec	Reste en échec
Agriculteur	70,1	8,0	11,1	10,8	2,0	1,4	2,0	2,4
Artisan-com.	71,8	10,8	10,1	7,3	10,9	10,5	9,8	8,8
Cadre supérieur	84,4	4,2	8,6	2,7	21,7	6,9	14,1	5,5
Profession inter.	76,4	8,9	9,2	5,5	21,8	16,2	16,7	12,4
Employé	65,0	13,0	12,7	9,2	13,4	17,1	16,7	15,1
Ouvrier	60,9	14,6	12,0	12,5	28,0	42,7	35,0	45,7
Inactif	43,3	15,6	17,3	23,8	2,3	5,3	5,9	10,1
Ensemble	69,4	10,9	10,9	8,7	100,0	100,0	100,0	100,0

**Champ :** France métropolitain, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panel d'élèves entrés en CP en 1997, DEPP.

En d'autres termes ce type de méthode tend à présenter un accroissement des inégalités sociales, même quand il n'y en a pas. L'idéal serait d'utiliser des méthodes corrigeant les erreurs de mesures, mais elles sont complexes à mettre en œuvre. Travailler sur des « photographies » a l'avantage de présenter des résultats simples à interpréter.

## La transmission partielle des inégalités sociale

Même en laissant de côté les problèmes posés par l'erreur de mesure ou de variables inobservées biaisant les résultats, l'existence d'une progression plus forte des compétences dans les milieux sociaux favorisés n'implique pas une augmentation des inégalités. Pour le montrer reprenons le modèle :

$$S_F = a + bO + cS_D + \varepsilon$$

en supposant pour simplifier l'analyse que  $O$  est une indicatrice repérant des élèves favorisés par rapport à des élèves défavorisés.

Supposons de plus qu'il n'y a pas de problème d'erreur de mesure et que le modèle est bien spécifié, le résidu  $\varepsilon$  n'est corrélé ni à  $O$  ni à  $S_D$ .

Calculons maintenant l'écart entre les scores des élèves favorisés et des élèves défavorisés en fin de période :

$$\begin{aligned} E(S_F|O = 1) - E(S_F|O = 0) &= E(a + b + cS_D + \varepsilon_F|O = 1) - E(a + cS_D + \varepsilon|O = 0) \\ &= b + c(E(S_D|O = 1) - E(S_D|O = 0)) \end{aligned}$$

car comme le modèle est bien spécifié, on peut supposer  $E(\varepsilon|O = 1) = E(\varepsilon|O = 0) = 0$

Avec cette formule, le lien entre les écarts initiaux et les écarts finaux n'a rien d'automatique : parce que le coefficient  $c$  est souvent inférieur à 1, par une sorte de phénomène de régression vers la moyenne, les écarts sociaux au départ ne se retrouvent « naturellement » qu'en partie à la fin. Il est ainsi tout à fait possible, même s'il y a des écarts sociaux différenciés ( $b > 0$ ) que les inégalités diminuent si cette différence ne compense pas la réduction « naturelle » des inégalités sociale ( $b < (1 - c)(E(S_D|O = 1) - E(S_D|O = 0))$ ).

Ce dernier argument nous semble encore une fois montrer l'intérêt de travailler sur des « photographies » plutôt qu'utiliser des modèles économétriques, pour bien *décrire* les inégalités sociales et leur évolution.

## ↳ Annexe 2 : différentes façons de présenter la PCS

Pour étudier les inégalités sociales à l'école, le statisticien doit faire un certain nombre de choix pour décrire le milieu social des élèves. Ces choix vont être guidés par des principes théoriques, les études empiriques antérieures et bien sûr la disponibilité des données. L'origine sociale peut être appréhendée par de multiples facteurs, dont aucun ne permet de rendre compte parfaitement des écarts de réussite scolaire : la profession des parents, leur diplôme, leur origine géographique, le revenu du ménage, la taille de la fratrie, etc.

Dans la suite, nous allons envisager le cas, assez fréquent, où la description du milieu social se restreint à la profession des parents. Il y a alors encore des choix à faire concernant la façon dont cette profession va être présentée :

- La nomenclature peut être plus ou moins détaillée. En se limitant aux données françaises utilisant la PCS, le détail dans la nomenclature en 4 positions est de plusieurs centaines de cases et même dans la nomenclature agrégée utilisée dans les systèmes d'information du ministère, elle dépasse 30 modalités. Pour plus de lisibilité, il est souhaitable de synthétiser l'information.
- Même si ce n'est pas systématique, on dispose généralement de la profession des deux parents. Beaucoup d'études n'ont retenu que la PCS du « responsable », en utilisant une règle privilégiant le père. Un tel choix est critiquable, tant pour des raisons théoriques que statistiques.
- Dans certaines enquêtes, la profession des élèves n'a pas été recueillie, mais on connaît l'établissement fréquenté. Caractériser socialement cet établissement (par son appartenance à l'éducation prioritaire ou par agrégation des données sur la PCS des élèves qui s'y trouvent) est une façon de contourner l'absence d'information au niveau individuel.

L'objectif de cette note est d'évaluer l'impact des différents choix possibles. Les analyses empiriques vont être fondées sur les résultats aux évaluations à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 2022, soit 830 446 élèves, dont 784 354 ont au moins une PCS renseignée (pour les deux tiers, les PCS des deux parents le sont).

### Agrégation de la nomenclature

Pour discuter de l'impact des agrégations de modalités, nous allons retenir une seule PCS, celle du responsable : la PCS du père si elle est renseignée, la première PCS déclarée sinon.

La nomenclature des systèmes d'information du ministère comporte 46 modalités, mais elles ne sont pas toutes présentes en même temps dans les données (**TABLEAU 58 •**) :

- Le code 61 pour les ouvriers qualifiés a été remplacé à la rentrée 2017 par les codes 62, 63, 64 et 65.
- Le code 66 pour les ouvriers non qualifiés a été remplacé par les codes 67, 68 et 69.
- Le code 73 pour les retraités cadres ou de professions intermédiaires a été remplacé par les codes 74 et 75.
- Le code 76 pour les retraités employés ou ouvriers a été remplacé par les codes 77 et 78.
- Le code 82 pour les personnes sans activité professionnelle a été remplacé par les codes 83, 84, 85 et 86.

Pour agréger ces données, nous allons proposer 5 possibilités :

- Le premier chiffre de la nomenclature est une possibilité assez naturelle (CS) ce qui donne 7 modalités (on exclura dans la suite les codes 99, les retraités étant rapatriés dans le code PCS d'actif).

- Une catégorisation en 4 groupes a souvent été utilisée, distinguant :
  - o Les cadres supérieurs, les instituteurs et les chefs d'entreprise
  - o Les professions intermédiaires autres que les instituteurs
  - o Les agriculteurs, les artisans-commerçant (sauf chefs d'entreprise), les employés
  - o Les ouvriers et les inactifs (les retraités étant rapatriés dans le code PCS d'actif).

**TABLEAU 58 • Les codes PCS utilisés dans les systèmes d'information du ministère**

PCS	Libellé	CS	G8	G5	G4	G1
10	Agriculteur exploitant	1	D	C	C	C
21	Artisan	2	D	C	C	C
22	Commerçant	2	D	C	C	C
23	Chef d'entreprise 10 salariés ou plus	2	B	A	A	A
31	Profession libérale	3	B	A	A	A
33	Cadre fonction publique	3	B	A	A	A
34	Professeur/Profession scientifique	3	A	A	A	A
35	Profession information-arts-spectacles	3	B	A	A	A
37	Cadre admin./Commercial d'entreprise	3	B	A	A	A
38	Ingénieur/Cadre technique d'entreprise	3	A	A	A	A
42	Professeur des écoles/Instituteur	4	B	A	A	B
43	Intermédiaire santé et social	4	C	B	B	B
44	Clergé/Religieux	4	C	B	B	B
45	Intermédiaire admin. fonction publique	4	C	B	B	B
46	Intermédiaire admin. commerc. entreprise	4	C	B	B	B
47	Technicien	4	C	B	B	B
48	Contremaître/Agent de maîtrise	4	C	B	B	B
52	Employé civil/Agent fonction publique	5	E	C	C	D
53	Policier/Militaire	5	D	C	C	D
54	Employé admin. d'entreprise	5	D	C	C	D
55	Employé de commerce	5	E	C	C	D
56	Services directs aux particuliers	5	F	D	C	D
61	OUVRIER QUALIFIE	6	F	D	D	E
62	Ouvrier qualifié dans l'industrie	6	F	D	D	E
63	Ouvrier qualifié dans l'artisanat	6	F	D	D	E
64	Chauffeur	6	F	D	D	E
65	Ouvrier qualifié manut. magasin. transp.	6	F	D	D	E
66	OUVRIER NON QUALIFIE	6	G	E	D	E
67	Ouvrier non qualifié dans l'industrie	6	G	E	D	E
68	Ouvrier non qualifié dans l'artisanat	6	G	E	D	E
69	Ouvrier agricole	6	G	E	D	E
71	Retraité agriculteur exploitant	1	D	C	C	C

72	Retraité artisan-commerçant-chef entrepr	2	D	C	C	C
73	RETRAITE CADRE, PROFES.INTERMEDIAIRE	4	C	B	B	B
74	Retraité cadre	3	B	A	A	A
75	Retraité profession intermédiaire	4	C	B	B	B
76	RETRAITE EMPLOYE ET OUVRIER	6	G	E	D	E
77	Retraité employé	5	D	C	C	D
78	Retraité ouvrier	6	G	E	D	E
81	Chômeur n'ayant jamais travaillé	8	H	E	D	F
82	PERSONNE SANS ACTIVITE PROFESSIONNELLE	8	H	E	D	F
83	Militaire du contingent	8	E	C	D	D
84	Elève/Étudiant	8	E	E	D	F
85	Sans profession -60 ans (hors retraité)	8	H	E	D	F
86	Sans profession +60 ans (hors retraité)	8	H	E	D	F
99	Non renseignée (inconnue ou sans objet)					

- Une proposition en 5 groupes isole les ouvriers qualifiés, auxquels on ajoute les personnels de services. Par ailleurs, les militaires du contingent sont regroupés avec les policiers/militaires.
- La quatrième proposition pousse encore plus loin la logique de regroupement des catégories en fonction des résultats. Elle va distinguer :
  - o Les professeurs des enseignements secondaire et supérieur, professions scientifiques et ingénieurs (34, 38)
  - o Les autres cadres supérieurs, avec les professeurs des écoles et les chefs d'entreprise
  - o Les professions intermédiaires autres que professeurs des écoles
  - o Les agriculteurs et les artisans-commerçants (sauf chefs d'entreprise), les policiers/militaires et les employés administratifs d'entreprise (53, 54)
  - o Les employés civils et les employés du commerce (52, 55), les militaires du contingents et les étudiants
  - o Les ouvriers qualifiés et les personnels de services
  - o Les ouvriers non qualifiés
  - o Les inactifs (autres que militaires du contingent et étudiant).
- Enfin une dernière proposition est proche du premier chiffre de la PCS, en regroupant les chefs d'entreprise avec les cadres et les agriculteurs avec artisans commerçants. Cette proposition est à la base de la construction de la PCS ménage proposée par l'Insee.

Dans la suite, avec un objectif méthodologique, nous allons principalement retenir le  $R^2$  de l'analyse de variance des scores par l'origine sociale, présentée sous différentes formes, comme indicateur d'inégalités sociales.

**TABLEAU 59 • Lien ( $R^2$ ) entre les scores en mathématiques et en français et la PCS du responsable dans différentes nomenclatures**

	Responsable	
	Français	Mathématiques
PCS en 40 postes	14,8	14,7
CS en 7 postes	13,6	13,5
PCS en 8 groupes	14,3	14,3
PCS en 5 groupes	13,9	13,7
PCS en 4 groupes	13,2	12,8
PCS en 6 groupes (PCS ménage)	13,6	13,4

**Champ :** élèves dont la PCS du responsable est renseignée ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Commençons par discuter le détail de la nomenclature. Avec une description du milieu social limitée à un facteur, le  $R^2$  paraît assez élevé (**TABLEAU 59 •**) : 14,7 % en mathématiques et 14,8 % en français, avec la PCS du responsable dans la nomenclature la plus détaillée. Il paraît possible de conserver un bon niveau de corrélation, avec des nomenclature plus agrégées : la nomenclature habituelle en 4 groupes ne fait baisser le  $R^2$  que de 1,9 point en mathématiques et 1,6 point en français. En distinguant les ouvriers qualifiés (regroupés aux personnels de service dans le classement en 5 groupes), la perte n'est que de 1 point. C'est à peu près le niveau de la catégorisation en prenant la première position de la PCS. La catégorisation « optimisée » en 8 groupes est logiquement la plus efficace, puisqu'elle donne des  $R^2$  seulement de 0,5 point inférieurs aux valeurs avec l'ensemble de la nomenclature.

En résumé, le regroupement en 5 groupes, proche de celui souvent utilisé, comme le premier chiffre de la PCS, caractérise la PCS d'une façon naturelle et efficace, par rapport à ce que donne l'ensemble de la nomenclature.

### Utilisation des deux PCS

Nous allons maintenant juger de la pertinence de tenir compte des PCS des deux parents. Pour mieux étudier ce choix, nous nous restreignons aux élèves dont les PCS des deux parents sont renseignées. Sur ce champ, la catégorisation par la PCS du responsable donne des valeurs de  $R^2$  d'environ 1,5 point inférieur à ce qui est observé sur l'ensemble de la population. Les inégalités sociales paraissent plus faibles, car on a écarté des populations très typées socialement et scolairement : les familles monoparentales et beaucoup d'élèves de l'enseignement privé (pour lesquels une seule PCS est souvent connue, à cause de problèmes techniques).

**TABLEAU 60 • Lien ( $R^2$ ) entre les scores en mathématiques et en français et la PCS des deux responsables dans différentes nomenclatures**

	Responsable		Les deux PCS sans effets croisés		Les deux PCS avec effets croisés	
	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques
PCS en 40 postes	13,4	13,1	17,9	17,5	18,4	17,9
CS en 7 postes	12,2	12,0	16,3	15,9	16,5	16,0
PCS en 8 groupes	12,6	12,7	17,1	17,0	17,3	17,2
PCS en 5 groupes	12,3	12,1	16,7	16,3	16,8	16,4
PCS en 4 groupes	11,9	11,6	16,4	15,9	16,5	15,9
PCS en 6 groupes	12,0	11,8	16,2	15,7	16,3	15,8

**Champ :** élèves dont les PCS des deux responsables sont renseignées ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Sur cette population, utiliser la profession des deux parents permet d'augmenter de 4 à 4,5 points la mesure des inégalités sociales (**TABLEAU 60 •**) : ainsi, avec le plus grand détail de la PCS, on atteint 17,5 % en mathématiques et 17,9 % en français. Notons que pousser plus loin la prise en compte des deux informations, en introduisant des effets croisés, supposant un effet différencié de la PCS de la mère selon la PCS du père (et réciproquement), n'améliore que marginalement le  $R^2$ , alors que cela introduit un grand nombre de paramètres dans le modèle : 17,9 % en mathématiques et 18,4 % en français<sup>33</sup> ; l'effet est encore moindre pour les regroupements.

Ces indicateurs reposent sur un modèle avec deux variables explicatives, ce qui peut être un peu compliqué à présenter à des non statisticiens. Il paraît donc pertinent d'essayer de synthétiser l'information des deux parents, en une seule variable. Nous proposons d'abord de faire la synthèse des indicateurs ordonnées (regroupements en 4, 5 et 8 groupes), de trois façons : le maximum, le minimum et la moyenne des deux valeurs.

**TABLEAU 61 • Lien ( $R^2$ ) entre les scores en mathématiques et en français et des synthèses des PCS des deux responsables dans différentes nomenclatures**

	Maximum		Minimum		Moyenne	
	Français	Mathématique	Français	Mathématique	Français	Mathématiques
PCS en 8 groupes	15,1	14,8	13,9	13,9	16,4	16,1
PCS en 5 groupes	14,5	13,9	13,7	13,5	16,6	16,1
PCS en 4 groupes	14,2	13,5	13,1	12,8	16,4	15,8

**Champ :** élèves dont les PCS des deux responsables sont renseignées ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Si la catégorisation en 8 groupes donne des résultats corrects, c'est la catégorisation en 5 groupes qui semble se prêter le mieux à l'exercice de synthèse (**TABLEAU 61 •**) : la synthèse par le minimum est un peu décevante (1,5 point au-dessus des valeurs avec le seul responsable, nettement moins que les 4 points de plus en prenant les deux PCS) ; celle par le maximum est meilleure (+2 points par rapport aux valeurs pour le responsable) ; c'est surtout celle par la moyenne qui apparaît la plus efficace : 16,1 % en mathématiques et 16,6 % en français, soit très proches des valeurs avec les deux PCS prises en même temps.

<sup>33</sup> Ce modèle des deux PCS en 40 postes avec effets croisés, utilisant un très grand nombre de paramètres, est d'ailleurs le seul où l'utilisation du  $R^2$  ajusté tenant compte du nombre de paramètres a un intérêt : il fait baisser les  $R^2$  d'environ 0,2 point. Dans les autres cas, la différence avec le  $R^2$  classique est négligeable.

Ceci dit, alors que le maximum et le minimum respectent le nombre de modalités des catégorisations, la moyenne crée des valeurs intermédiaires en demi-point. La moyenne des PCS en 5 groupes a donc 9 valeurs. Le problème est surtout que le calcul de la moyenne suppose plus que la hiérarchisation des modalités (suffisante pour le calcul d'un maximum et d'un minimum) : les écarts entre les valeurs 1, 2... sont supposés refléter correctement les écarts « réels » entre ces catégories<sup>34</sup>. Une telle catégorisation du milieu social est sans doute compliquée à justifier.

## Utilisation de l'IPS

Pour effectuer une synthèse « propre » des deux PCS, il paraît sans doute préférable de s'appuyer sur l'IPS qui a un cadre théorique mieux défini. En réalisant une régression linéaire des scores par l'IPS (nous discuterons plus loin l'intérêt de présentations qualitatives par tranches d'IPS), les  $R^2$  sont très proches des valeurs par la moyenne des catégories sociales (**TABLEAU 62 •**) : 16,0 % en mathématiques et 16,5 % en français.

Il peut être intéressant de comparer ces valeurs avec le maximum que l'on aurait pu atteindre en utilisant l'information par la PCS au niveau le plus détaillé, c'est-à-dire les modèles avec effets croisés et nomenclature en 40 postes. Ces modèles pourraient servir à construire des IPS « tautologiques », classant les croisements de PCS en fonction de leur score en français (IPS « Français ») ou de leur score en mathématiques (IPS « Mathématiques »). Le gain explicatif paraît finalement assez limité par rapport à l'IPS : l'IPS « Français » explique 18,4 % de la variance du score de français, soit 1,9 point de plus que l'IPS (mais vu son mode de construction, qui optimise cet aspect, ce n'est pas un gros écart) et 17,5 % pour les mathématiques, soit 1,5 point de plus que l'IPS (l'écart est logiquement moins marqué) ; le constat est le même avec l'IPS « Mathématiques »<sup>35</sup>.

**TABLEAU 62 • Lien ( $R^2$ ) entre les scores en mathématiques et en français et l'IPS**

	Français	Mathématiques
IPS	16,5	16,0
IPS « Français »	18,4	17,5
IPS « Mathématiques »	18,0	17,9

**Champ** : élèves dont les PCS des deux responsables sont renseignées ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.  
**Source** : évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

<sup>34</sup> On peut aller au bout de cette logique quantitative et modéliser les scores non de façon qualitative en fonction des « modalités » de cette moyenne, mais par une régression linéaire, comme on va le faire plus loin avec l'IPS. Les  $R^2$  sont un peu plus faibles, mais très proches : 15,9 % en mathématiques et 16,4 % en français pour la catégorisation en 5 groupes. Statistiquement, cette synthèse paraît tenir la route (avec un nombre restreint de modalités).

<sup>35</sup> Le fait que le modèle des PCS en 40 postes avec effets croisés est très peu différent du modèle sans effets croisés peut par ailleurs avoir un intérêt pour la construction de l'IPS : cela signifie que des valeurs pour les pères et des valeurs pour les mères sont suffisantes pour rendre compte des écarts sociaux. Le calcul d'une valeur pour chaque croisement n'est pas indispensable. Cela est rassurant pour les cas où l'IPS croisé a été estimé par moyenne des IPS des pères et des mères, du fait d'un effectif trop faible dans le panel. Cela suggère que cette procédure pourrait être généralisée aux autres cases. On pourrait d'ailleurs aller jusqu'à ne retenir qu'une valeur d'IPS par PCS, que ce soit pour les pères ou les mères, ce qui éviterait les discussions sur le caractère genré de l'IPS.

**TABLEAU 63 • Lien ( $R^2$ ) entre les scores en mathématiques et en français et l'IPS en tranche**

	Français	Mathématiques
IPS	17,0	16,9
Quintile d'IPS	16,3	16,1
Décile d'IPS	16,9	16,9
Spécification cubique	17,0	17,0

**Champ :** élèves dont la PCS du responsable est renseignée ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

L'IPS paraît donc bénéficier à la fois d'une bonne assise théorique et d'une qualité statistique très satisfaisante. Son caractère quantitatif, utile pour effectuer la synthèse (et on le verra des agrégations par groupes d'élèves), rend toutefois l'indicateur un peu abstrait : pour illustrer les inégalités, comme dans PISA, c'est la pente de la droite de la régression qui est l'indicateur pertinent. Il peut être plus lisible de présenter les écarts par tranches d'IPS. Nous allons illustrer ce point en revenant sur l'ensemble de la population, y compris les élèves dont un des deux parents n'a pas de PCS renseignée.

Sur le champ global, les inégalités sociales sont, on a expliqué plus haut pourquoi, plus élevées que pour les élèves avec des PCS pour leurs deux parents (**TABLEAU 63 •**) : le  $R^2$  quantitatif de l'IPS vaut 16,9 % en mathématiques et 17,0 % en français. Nous avons testé deux spécifications en tranches : l'une en quintiles et l'autre en déciles. La spécification en quintiles fait perdre un peu d'information : on passe à 16,1 % en mathématiques et à 16,3 % en français. En revanche, la spécification en déciles donne des valeurs proches du modèle linéaire. Ceci dit, cela peut tenir au fait que la perte d'information due au regroupement est compensée par la prise en compte d'une tendance non linéaire que permet la spécification qualitative. Pour trancher ce point, nous avons effectué une régression des scores, avec un terme quadratique et un terme cubique : les  $R^2$  sont très proches du modèle linéaire. Ce résultat est intéressant et pas forcément attendu : l'IPS et les scores sont des construits statistiques dont la distribution est en partie arbitraire ; il est assez rassurant de constater une dépendance linéaire simple entre ces deux constructions indépendantes.

## La PCS ménage

Pour tenir compte de la profession des deux parents, la PCS ménage est un outil récemment proposé par le CNIS (Amossé, Cayouette-Remblière, 2022), qu'il convient d'expertiser. Il a l'avantage sur l'IPS de conserver les principes de la PCS (en revanche, s'il résout le problème de la combinaison des professions des deux parents, restant qualitative, cette variable se prête mal à d'autres formes d'agrégation, comme celle par établissement que nous allons étudier dans la partie suivante). La PCS ménage va partir d'un codage de chaque profession proche du premier chiffre de la PCS (voir plus haut, le cas particulier des chefs d'entreprise et des agriculteurs), croiser les informations et procéder à des regroupements soit en 16 groupes, soit en 7 groupes.

**TABLEAU 64 • Définition de la PCS ménage**

Adulte 1 \ Adulte 2	Cadre et chef-fe d'entreprise	Profession intermédiaire	Petit-e indépendant-e	Employé-e	Ouvrier-ère	Inactif-ve ou non renseigné	Pas d'adulte 1
Cadre et chef-fe d'entreprise	I-A	I-B	II-C	II-A	II-A	II-B	II-B
Profession intermédiaire	I-B	II-D	II-C	III-A	III-A	III-B	III-B
Petit-e indépendant-e	II-C	II-C	IV-A	IV-B	IV-B	IV-A	IV-A
Employé-e	II-A	III-A	IV-B	III-C	V-A	VI-A	VI-A
Ouvrier-ère	II-A	III-A	IV-B	V-A	V-B	VI-B	VI-B
Inactif-ve ou non renseigné	II-B	III-B	IV-A	VI-A	VI-B	VII-A	VII-A
Pas d'adulte 2	II-B	III-B	IV-A	VI-A	VI-B	VII-A	

Assez logiquement, le codage en 6 catégories de chaque PCS donne des résultats très proches du premier chiffre de la PCS, puisqu'il en dérive presque directement (voir la dernière ligne de **TABLEAU 59 •** pour la profession du responsable et de **TABLEAU 60 •** pour la prise en compte des deux PCS en même temps pour les cas où elles sont toutes deux renseignées).

Pour les élèves dont les deux PCS sont renseignées, la PCS ménage fait presque jeu égal avec l'IPS : le lien avec le score en français est de 16,0 % avec la PCS ménage détaillée et 15,5 % avec la PCS ménage regroupée, contre 16,5 % avec l'IPS ; l'écart est le même en mathématiques, à un niveau légèrement plus bas.

Les résultats sont un peu plus décevants sur l'ensemble des élèves pour lesquels au moins une PCS est renseignée : le  $R^2$  est de 15,8 % en français pour la PCS ménage détaillée et 14,7 % pour la PCS ménage regroupée, contre 17,0 % pour l'IPS. On notera ainsi que pour la PCS ménage, contrairement à l'IPS et aux codages fondées sur la CS du responsable, la corrélation avec les scores pour les élèves avec deux PCS renseignées est identique et même un peu plus forte que sur le champ plus large. Le traitement des cas où la deuxième PCS n'est pas renseignée semble un peu moins bon dans le cadre de la PCS ménage. Rappelons qu'il s'agit de cas très hétérogènes, mêlant à la fois des familles monoparentales et des problèmes techniques qui ont fait perdre l'information.

**TABLEAU 65 • Lien ( $R^2$ ) entre les scores en mathématiques et en français et des synthèses des PCS des deux responsables dans différentes nomenclatures**

		Responsable	
		Français	Mathématiques
Deux PCS renseignées	PCS ménage détaillée (16 groupes)	16,0	15,5
	PCS ménage regroupée (7 groupes)	15,5	15,1
Au moins une PCS renseignée	PCS ménage détaillée (16 groupes)	15,8	15,5
	PCS ménage regroupée (7 groupes)	14,7	14,7

**Champ :** élèves dont la PCS du responsable est renseignée ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.  
**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

En résumé, la PCS ménage paraît, avec le regroupement le plus lisible en 7 catégories, une alternative intéressante à l'IPS pour mieux mesurer les inégalités sociales que la CS du responsable, en utilisant l'information sur les deux parents. Elle a une présentation proche de la PCS et donc assez familière ; elle est sans doute plus stable que l'IPS pour les comparaisons temporelles (même si l'on peut toujours s'interroger sur l'équivalence entre la profession d'agriculteur en 1950 et aujourd'hui). En revanche, elle est un peu moins efficace en termes de pouvoir explicatif (même avec la version détaillée) et ne se prête

pas facilement à des agrégations par territoires ou structures, qui est l'un des usages les plus importants de l'IPS. Nous avons donc proposé quelques résultats avec la PCS ménage, mais pas de façon systématique, pour ne pas alourdir un document déjà riche, en jugeant que l'IPS restait la solution la plus adaptée pour les agrégations d'informations sur la PCS.

## Utilisation des indicateurs au niveau établissement

Nous allons maintenant aborder le cas où la PCS n'est pas connue au niveau individuel, mais que connaissant l'établissement fréquenté par l'élève<sup>36</sup>, on peut raisonner de façon agrégée. Quel lien entre ces écarts selon la tonalité sociale de l'établissement et les inégalités sociales ? Cela va nous amener à discuter grossièrement la question des effets de ségrégation.

**TABLEAU 66 • Lien (R<sup>2</sup>) entre les scores en mathématiques et en français et l'IPS du collège**

	Mathématiques	Français
IPS du collège	11,7	11,4
Décile d'IPS du collège	11,1	10,8
Tranche d'IPS du collège	11,1	10,9
IPS + IPS collège	19,8	19,7

**Champ :** élèves dont la PCS du responsable est renseignée ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Si l'on utilise directement l'IPS moyen du collège, le niveau de corrélation chute sensiblement, mais reste assez élevé (**TABLEAU 66 •**) : 11,7 % en mathématiques et 11,4 % en français (contre 16,9 % et 17,0 % avec l'IPS individuel). Le passage en déciles d'IPS du collège donne un niveau encore un peu en-dessous (11,1 % et 10,8 %).

On peut tenter de contourner l'absence de données sociales au niveau individuel en utilisant les résultats au niveau agrégé pour estimer les résultats au niveau individuel. Raisonons avec des modèles linéaires (en utilisant des minuscules pour les valeurs individuelles et des majuscules pour les valeurs agrégées).

Notre indicateur d'inégalités sociales est le R<sup>2</sup> de l'équation :  $s_i = \alpha + \beta ips_i$

Dans ce cas :  $r^2 = \frac{\text{cov}(s, ips)^2}{V(s)V(ips)}$  et comme  $\beta = \frac{\text{cov}(s, ips)}{V(ips)}$ , on voit que  $r^2 = \beta^2 \frac{V(ips)}{V(s)}$

Au niveau établissement :  $S_i = A + BIPS_i$  et  $R^2 = \frac{\text{cov}(S, IPS)^2}{V(S)V(IPS)}$  et  $B = R \sqrt{\frac{V(S)}{V(IPS)}}$

Si l'on fait l'hypothèse que le modèle s'agrège « naturellement », que les relations entre groupes sont les mêmes qu'entre individus et donc que  $\beta = B$ , on obtient :  $r^2 = R^2 \frac{V(ips)V(s)}{V(IPS)V(S)}$ . On pourrait retrouver les inégalités au niveau individuel en utilisant les écarts au niveau agrégé, en corrigeant simplement les différences de variances entre ces indicateurs.

Le problème est que l'hypothèse ci-dessus entre en contradiction avec de nombreuses recherches dans le domaine de l'éducation, ayant mis en évidence des effets établissements, justifiant l'utilisation des modèles multiniveaux. Nous allons l'illustrer sur les données utilisées ici.

En restant sur une spécification linéaire, la modélisation des scores par l'IPS individuel et l'IPS du collège donne un R<sup>2</sup> de 19,8 % en mathématiques et 19,7 % en français, soit sensiblement plus que les modèles

<sup>36</sup> Ici, on ne testera que l'appartenance au collège, mais il serait possible de caractériser l'école fréquentée l'année précédant l'entrée en 6<sup>e</sup>. Avec seulement une année scolaire et plusieurs dizaines de milliers d'écoles, les résultats sont toutefois trop fragiles pour un grand nombre d'élèves.

avec uniquement l'IPS individuel. Il y a des différences selon l'IPS du collège à IPS individuel donné. Il peut être intéressant de donner les coefficients des différents modèles construits :

En mathématiques :

$$\begin{aligned} s_i &= 193.3 + 0.57ips_i \\ s_i &= 147.4 + 1.02IPS_i \\ s_i &= 146.5 + 0.45ips_i + 0.57IPS_i \end{aligned}$$

En français :

$$\begin{aligned} s_i &= 201.9 + 0.52ips_i \\ s_i &= 161.6 + 0.9IPS_i \\ s_i &= 160.8 + 0.41ips_i + 0.50IPS_i \end{aligned}$$

L'hypothèse d'une égalité des pentes entre modèle individuel et modèle agrégé est clairement invalidée<sup>37</sup> : en mathématiques, la pente du modèle individuel est 0,57 contre 1,02 avec l'IPS du collège. Le coefficient associé à l'IPS du collège est plus élevé, ce qui peut sembler contradictoire avec un R<sup>2</sup> plus petit, mais cela tient à ce que l'écart-type de l'IPS des collèges est plus faible que celui au niveau individuel (18 contre 38) et donc qu'à pouvoir explicatif équivalent, le coefficient est plus fort. Cela s'explique aussi par le fait que l'IPS moyen du collège rend compte non seulement d'effets « naturels » d'agrégation, mais aussi d'une corrélation particulière des résultats scolaires avec la tonalité sociale du collège : cela se voit dans le dernier modèle, les coefficients associés à l'IPS individuel et à l'IPS du collège sont tous les deux positifs ; celui associé à l'IPS du collège est plus bas que dans le modèle simple (0,57 contre 1,02), mais reste élevé, rendant compte du fait qu'à milieu social individuel donné, les élèves réussissent mieux dans les collèges où il y a beaucoup d'élèves favorisés<sup>38</sup>.

**TABLEAU 67 • Déciles d'IPS individuel et d'IPS du collège**

	Valeurs individuelles	Valeurs par collège
Décile 1	48	73
Décile 2	64	86
Décile 3	73	93
Décile 4	84	98
Décile 5	95	102
Décile 6	104	106
Décile 7	120	111
Décile 8	139	116
Décile 9	154	123
Décile 10	167	137

**Champ** : élèves dont la PCS du responsable est renseignée ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.

**Source** : évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Il peut être intéressant de reprendre cette analyse en utilisant les déciles, ce qui rendra peut-être les résultats plus parlants. Rappelons d'abord que les IPS moyens varient sensiblement moins que les IPS individuels (**TABLEAU 67 •**) : les 10 % des élèves les plus défavorisés ont un IPS moyen de 48 contre 167 pour les 10 % les plus favorisés ; les élèves se trouvant dans les 10 % de collèges les plus défavorisés ont un IPS moyen de 73 contre 137 dans les 10 % des collèges les plus favorisés.

<sup>37</sup> Le modèle reliant le score individuel à l'IPS moyen agrégé n'est pas tout à fait équivalent au modèle reliant le score moyen à l'IPS moyen : il faudrait dans le second modèle pondérer les collèges par le nombre d'élèves (ce qui peut sembler d'ailleurs pertinent). Les différences sont cependant minimes.

<sup>38</sup> En théorie, avec un effet agrégé négatif, si les collèges les moins favorisés réussissaient mieux à origine sociale individuelle donnée, le coefficient de l'IPS du collège dans la régression simple aurait pu être plus petit que le coefficient de l'IPS individuel dans la régression simple.

Assez logiquement, les deux variables sont fortement corrélées (**TABLEAU 68 •**) : parmi les 82 833 élèves qui se trouvent dans le premier décile en termes d'IPS du collège, 32 % sont dans le premier décile d'IPS individuel, 25 % dans le second et 12 % dans le troisième ; cependant, il y a tout de même 6 % de ces élèves dans les trois déciles individuels les plus favorisés, soit presque 5 000 élèves.

Les écarts de scores en mathématiques (les résultats sont proches en français) sont un peu plus marqués entre déciles d'IPS individuels qu'entre déciles d'IPS de collège (**TABLEAU 69 •**). La différence entre les deux variables est peu nette quand on compare les déciles extrêmes : les plus défavorisés en termes d'IPS individuel ont un score de 220 contre 292 pour les plus favorisés ; pour l'IPS du collège, l'écart est de 220 à 286. Les différences apparaissent plus nettement pour les autres déciles : les élèves dans la seconde tranche d'IPS individuel ont un score de 231 contre 280 pour l'avant-dernière tranche : l'écart est de 235 à 270 pour l'IPS du collège.

Finalement, les écarts entre déciles d'IPS de collège apparaissent assez peu éloignés des écarts entre déciles d'IPS individuel, car deux phénomènes se compensent : le fait que l'IPS du collège soit moins dispersé, rende a priori compte de situations moins défavorisées ou moins favorisées qu'un IPS individuel, joue à la baisse sur les écarts utilisant la variable agrégée ; en revanche, le fait qu'il existe un effet agrégé, que l'IPS du collège soit lié à la réussite scolaire, même à milieu d'origine individuel donnée, joue à la hausse.

**TABLEAU 68 • Croisement entre déciles d'IPS individuel et décile d'IPS du collège**

Décile de collège	Décile individuel										Ensemble
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1	26120	21326	9941	7148	5905	4236	3301	1999	1897	960	82833
2	14023	15906	11152	10101	7701	7587	6129	4066	3609	2570	82844
3	9944	12653	10048	10676	8530	9234	7852	5414	4828	3686	82865
4	7621	10186	9086	11121	8935	10389	8587	6429	5741	4848	82943
5	6148	8266	8388	10992	9164	10665	9423	7292	6730	5881	82949
6	4848	6871	7515	10298	9174	10929	10221	8409	7581	7071	82917
7	3972	5878	6627	9447	8800	10371	10426	9553	9031	8843	82948
8	3218	4393	5565	8196	8786	9755	10984	10859	10438	10721	82915
9	2612	3413	4415	6549	7573	8123	10155	12454	13045	14515	82854
10	1385	1549	2322	3399	5036	5211	7071	14128	20553	22341	82995
Ensemble	79891	90441	75059	87927	79604	86500	84149	80603	83453	81436	829063

**Champ** : élèves dont la PCS du responsable est renseignée ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.

**Source** : évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

**TABLEAU 69 • Score de mathématiques déciles d'IPS individuel et décile d'IPS du collège**

Décile de collège	Décile individuel										Ensemble
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1	208	218	220	226	225	232	236	243	247	270	220
2	219	229	229	235	236	242	247	254	262	280	235
3	222	232	232	238	241	248	254	259	269	284	243
4	224	237	235	241	246	250	257	263	271	285	248
5	227	236	237	244	248	252	258	265	274	288	252
6	230	239	240	246	251	255	261	267	275	287	256
7	232	242	242	247	253	255	263	269	278	290	260
8	235	242	243	248	255	258	264	271	279	290	263
9	243	248	248	252	258	260	267	273	282	294	270
10	258	251	259	261	267	271	276	286	294	302	286
Ensemble	220	231	235	243	248	253	260	270	280	292	253

**Champ :** élèves dont la PCS du responsable est renseignée ; France + Polynésie française et Saint-Pierre-et-Miquelon, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation exhaustive de début de sixième, Septembre 2022, DEPP.

Ce dernier résultat peut être un peu précisé, grâce aux résultats par croisement des deux déciles : les élèves dans le premier décile d'IPS, avec un score moyen de 220, se concentrent souvent, par construction, dans les collèges les plus défavorisés ; ces élèves ont des résultats particulièrement bas, par exemple 208 dans les collèges du premier décile ; en revanche, la minorité d'élèves défavorisés dans les collèges favorisés a des résultats beaucoup plus satisfaisants, avec 258 dans les collèges du décile le plus haut, 243 et 235 pour les deux déciles juste en-dessous. Le raisonnement est le même pour les élèves les plus favorisés : ceux, très nombreux, qui sont dans les collèges du décile le plus haut ont des résultats très élevés (score de 302), alors que ceux, très minoritaires il est vrai, dans le premier décile d'IPS de collège sont moins performants (score de 270). Ces derniers sont nettement meilleurs que les élèves très défavorisés de ces mêmes collèges, défavorisés (score de 208) ; en revanche, ils ne sont pas loin des élèves très défavorisés dans les collèges les plus favorisés (score de 258).

Ce phénomène doit être interprété avec prudence. Il est d'ailleurs délicat de parler d'effet collège pour des élèves qui viennent d'y entrer. Cet effet agrégé peut être le signe de différences d'efficacité des écoles, d'un profil social logiquement proche de celui des collèges qu'elles alimentent, en fonction des caractéristiques sociales des populations accueillies, que ce soit par des effets de pairs ou des pratiques différentes. Ces écarts entre collèges peuvent aussi être le résultat de processus complexes de ségrégation en fonction du niveau social et du niveau scolaire des élèves.

## En conclusion

En conclusion, un certain nombre de résultats peuvent être tirés de cette analyse :

- Il paraît utile de prendre en compte la profession des deux parents pour avoir une bonne image du milieu social des élèves et bien mesurer les inégalités sociales.
- L'indice de position sociale individuel fournit à ce titre une bonne solution, car il est issu de principes théoriques explicites, avec une méthodologie bien définie, excluant un raisonnement tautologique un peu gênant (classer les PCS selon le degré de réussite), en ayant tout de même une très bonne efficacité statistique et se prêtant bien aux agrégations statistiques. Si l'on souhaite présenter les résultats sous forme qualitative, les déciles ou les quintiles d'IPS sont des solutions pertinentes, mais la PCS ménage à l'avantage d'une meilleure lisibilité et a sans doute une meilleure robustesse sur le plan temporel.

- Utiliser la première position de la PCS ou le regroupement en 4 groupes ne donne toutefois pas des résultats complètement aberrants, mais conduit à une sous-estimation de 2,5 à 3,5 points en termes de  $R^2$  des inégalités sociales. Reprendre le regroupement en 4 groupes et isoler les ouvriers qualifiés, en les regroupant avec les personnels de service, donne une solution un peu plus satisfaisante.
- Il faut être prudent dans l'utilisation des écarts entre établissements selon leur tonalité sociale pour mesurer les inégalités sociales. Même si, sur les données utilisées ici, il y a une certaine convergence dans les résultats, avec des valeurs simplement un peu moins fortes pour les écarts entre établissements, cela tient à la conjonction de deux biais jouant en sens inverse : l'agrégation des données tend à diminuer les écarts entre les groupes favorisés et défavorisés (les 10 % des élèves les plus défavorisés sont logiquement dans une situation moins favorable que les élèves dans les 10 % de collèges les plus défavorisés) ; à l'opposé, il y a un « effet d'agrégation » qui accroît les écarts selon la tonalité sociale des collèges, au-delà de ce que laissent attendre les caractéristiques individuelles (un élève défavorisé réussit mieux dans un collège favorisés que dans un collège défavorisé). Cela n'invalide pas l'utilisation des écarts entre collèges selon la tonalité sociale, mais signifie qu'ils ne peuvent être interprétés comme le simple reflet des inégalités sociales individuelles.

## ➤ Annexe 3 : production et harmonisation des indicateurs

Dans la mesure du possible, nous avons tenté de présenter des résultats issus des bases de données recueillies par la DEPP, ce qui assure une grande comparabilité dans les traitements (standardisation des scores, traitement de la non-réponse, recodage des PCS). Malheureusement, les données n'ont pas toujours été archivées assez précisément pour permettre ces retraitements. Dans ce cas, nous sommes revenus aux résultats publiés pour proposer une mesure harmonisée des inégalités sociales de compétences. Cette annexe décrit les traitements qui ont dû être effectués.

### Évaluations diagnostiques à l'entrée en 6<sup>e</sup> de 1989 à 2007

Pour présenter des résultats sur les évaluations nationales menées à l'entrée en sixième de 1989 à 2007, deux types de sources ont été utilisées (**TABLEAU 70 •**) :

- Des fichiers archivés : chaque année (à part 1989 et 2007, nous en reparlerons plus loin) un échantillon national de quelques milliers d'élèves était remonté pour établir les statistiques nationales. Il a été parfois complété par un ensemble d'échantillons académiques (d'environ 1 000 élèves par académie). Il a été possible de récupérer les fichiers nationaux de 1996 à 2006.
- Des publications : les résultats des évaluations à l'entrée en 6<sup>e</sup> ont été régulièrement diffusés dans les publications de la DEPP : *Repères et références statistiques (RERS)*, *L'état de l'École*, *Notes d'information, Éducation & formations*. On trouve généralement la moyenne, parfois l'écart-type, souvent les scores des 10 % les moins bons et des 10 % les meilleurs. Les résultats par catégorie sociale, sexe et âge ont aussi été largement diffusés, dans des nomenclatures un peu changeantes.

La première et la dernière éditions sont des cas un peu particuliers : même si les résultats de l'évaluation de 1989 ont été diffusés, notamment dans un document de travail détaillant les résultats par item, comme le fichier remonté était agrégé par établissement, il n'a pas donné lieu à des analyses par catégorie individuel ; quant à l'édition 2007, la DEPP s'étant désengagée progressivement de l'évaluation depuis plusieurs années, le maintien de cette dernière édition ayant été décidé tardivement (l'évaluation en CE2 n'a pas été réalisée), elle ne semble pas avoir donné lieu à des exploitations. Cependant, dans les deux cas, il est possible d'utiliser les panels lancés à ces deux dates pour compléter l'information (et même l'enrichir avec les informations spécifiques aux panels).

Pour étudier de façon comparable dans le temps les inégalités sociales, il est nécessaire de standardiser les résultats. Pour cela, il faut l'écart-type des scores (à défaut, les résultats des 10 % les plus moins bons et des 10 % les meilleurs pourront être utilisés) et des résultats par PCS dans une nomenclature comparable. Le tableau ci-dessous présente les sources utilisées avec les problèmes qu'il faut résoudre.

Le premier problème à régler est l'absence d'écart-type pour les évaluations de 1991 à 1997. Il a été possible de récupérer des écarts-type pour 1995, 1996 et 1997 dans les dossiers d'*Éducation & formations* consacrés à ces années. Fort heureusement, pour 1991-1994 on connaît au moins les scores des moins bons et des meilleurs. Or pour les autres années, cette information est disponible en plus de l'écart-type. On a donc cherché à les relier sur les points disponibles. 3 cas aberrants sont apparus :

- L'écart-type de 1998 en français paraît très bas : 12,8. Or la moyenne est dans la norme (63,5) et les scores des moins bons et des meilleurs sont aussi proches des valeurs pour les autres années (environ 30 et 90). Nous avons fait l'hypothèse d'une erreur sur l'écart-type et une nouvelle valeur sera imputée avec le modèle.
- Pour 2001, ce sont les scores des moins bons en mathématiques et en français qui paraissent un peu étranges. Ils sont très nettement au-dessus des valeurs habituelles (52,7 en français et 49,7 en mathématiques), sans que la moyenne ou l'écart-type justifie un tel écart. L'écart-type est conservé pour cette année, mais les données sont exclues du modèle.

**TABLEAU 70 • Publications sur les évaluations à l'entrée en 6<sup>e</sup>**

Année	Publication	Commentaire
1990	<i>Éducation &amp; formation</i> n°27 <i>L'état de l'École</i> n°1	Un article de M. Le Guen donne des résultats assez détaillés sur l'évaluation de 1990 : la moyenne et l'écart-type (en nombre de bonnes réponses), que l'on retrouve dans une page <i>RERS</i> . Il donne aussi les résultats par CS à un niveau fin, ainsi que la répartition par CS. Les scores des moins bons et des meilleurs ont été récupérés dans le premier numéro d' <i>Etat de l'école</i> .
1991	<i>L'état de l'École</i> n°2	Les résultats de 1991 ne semblent connus que par une page du deuxième numéro d' <i>Etat de l'école</i> (en plus d'un document sur les résultats par item, peu utile ici). Elle donne la moyenne et les scores des moins bons et des meilleurs. On trouve aussi des résultats par catégorie sociale en 3 catégories (cadres supérieurs-professions intermédiaires, agriculteurs-artisans-commerçants, employés-ouvriers-inactifs) sous une forme graphique. Les valeurs n'étant pas affichées, il a fallu les estimer.
1992	<i>RERS</i>	Les mêmes résultats ont été publiés pour l'édition 1992 dans une page <i>RERS</i> (sous forme de tableau pour les résultats par catégorie sociale).
1993-2000	<i>RERS</i> <i>L'état de l'École</i> n°4	A partir de 1993 et jusqu'en 2000, une page <i>RERS</i> donne la moyenne, les scores des moins bons et des meilleurs et des résultats par catégorie sociale (avec agrégation des agriculteurs et des artisans-commerçants). L'année 1993 pose problème : les résultats par catégorie sociale semblent incompatibles avec les résultats moyens. Ainsi, en mathématiques, les valeurs par CS sont toutes (y compris pour les inactifs) supérieures à la moyenne (58,3). Il semble en fait que l'on ait recopié pour la 6 <sup>e</sup> les valeurs par CS du CE2 (les deux pages <i>RERS</i> coïncident parfaitement sur cet aspect et les valeurs de CE2 sont cohérentes avec les scores moyens). Pour résoudre ce problème, on s'est tourné vers la page de <i>l'Etat de l'école</i> , présentant les mêmes données. Comme elles sont sous forme graphique, il a fallu les estimer. Elles posent aussi problème : alors que le score moyen en français est de 69,2, seul le score des cadres supérieurs dépasse légèrement ce seuil (70,4), les autres étant nettement en-dessous. On a fait l'hypothèse que les résultats par CS étaient en nombre de bonnes réponses et on a standardisé par le nombre de questions (90 en français, 95 en mathématiques).
1996-2003	<i>Notes d'Information</i>	A partir de 1996 et jusqu'en 2000, on trouvera dans les <i>notes d'information</i> , les résultats distinguant agriculteurs et artisans-commerçants. En 1999 et 2000, les répartitions par CS sont données. A partir de 1998, on trouve les écarts-type dans ces notes d'informations, en plus des scores des moins bons et des meilleurs.
2001-2006	<i>RERS</i> <i>Notes d'Information</i>	A partir de l'évaluation 2001, la page <i>RERS</i> donne les résultats par CS à un niveau fin. Pour les éditions 2004, 2005 et 2006, l'écart-type et les scores des moins bons et des meilleurs sont aussi donnés. L'écart-type manque encore pour 2001 et 2002, alors que ce sont les scores des moins bons et des meilleurs qui ont été omis pour 2003, mais les <i>notes d'information</i> pallient ces manques.

On a ensuite établi, sur les cas restants, une relation linéaire entre l'écart-type et la différence entre le score des meilleurs et le score des moins bons. Le modèle est très satisfaisant ( $R^2=0,95$ ) et il est donc possible d'imputer un écart-type à partir de la différence entre le score des meilleurs et le score des moins bons, dans les cas où l'écart-type manque ou est aberrant (français-1998).

Pour les CS, si on laisse de côté, le travail particulier en 1993, la difficulté consiste à traiter le changement de nomenclature :

- Les résultats des agriculteurs et des artisans-commerçants sont agrégés en 1993, 1994 et 1995.
- En 1991 et 1992, on ne distingue que 3 CS.

Il a semblé dommage de se restreindre à une nomenclature agrégée. On a donc plutôt cherché à estimer les scores dans les cases manquantes de 1991 à 1995. Pour cela, on a effectivement calculé les scores pour les 3 catégories pour l'ensemble des années et on a ensuite calculé l'écart de chaque catégorie détaillée à la catégorie agrégée à laquelle elle appartient. Cet écart, moyenné sur l'ensemble des données disponibles, est ensuite utilisé dans les cases à imputer par rapport à la valeur agrégée.

Pour effectuer les agrégations en 3 groupes, il fallait tenir compte du poids de chaque catégorie. Cette donnée a été diffusée pour 1990 et pour 1996-2006, elle peut être récupérée en exploitant la base de données. On a utilisé ces valeurs pour imputer 1991-1995.

## Évaluations diagnostiques à l'entrée en CE2 de 1989 à 2006

Les traitements sur les données sont équivalents à ceux effectués en 6<sup>e</sup>, en utilisant les différences sources disponibles (*RERS, L'état de l'École, Note d'information, Éducation & formations, Dossiers*) pour récupérer moyennes, écarts-type et scores moyens par PCS.

Signalons ici quelques différences :

- Il n'y a pas de résultats publiés par PCS en 1991 (le *dossier d'Éducation & formations* ne donne que les résultats par items).
- Les écarts-type publiés pour 2005 semblent aberrants (de l'ordre de 35, alors que pour toutes les autres cas, en mathématiques, comme en français, l'écart-type varie entre 14 et 18). Nous avons utilisé les données individuelles pour estimer l'écart-type.
- Le scores des inactifs a été corrigé en 2004 et 2003, car après vérification, il est apparu qu'il intégrait les PCS non renseignées, ce qui n'est pas le cas pour les autres années.

## Les anciennes évaluations de compétences

Nous allons explorer ici les possibilités offertes par les enquêtes plus ponctuelles, en particulier avant les années 1990, en nous centrant sur les dispositifs d'évaluation de compétences des élèves de la DEPP. Nous évoquerons rapidement d'autres enquêtes (notamment celles mises en place pour évaluer des dispositifs pédagogiques).

Voici la liste des évaluations qui peuvent servir :

- Une évaluation en fin de 5<sup>e</sup> en 1974-1975 et 1975-1976, associé aux vagues 1973 et 1974 du panel 1973-1975
- Un cycle d'évaluations dans le primaire en partie associé au panel 1978 :
  - o Une évaluation en CP en 1978-79 (fin d'année)
  - o Une évaluation en CE1 en 1979-1980 (début d'année : c'est la deuxième année de CP pour les redoublants)
  - o Une évaluation en CE2 en 1980-1981 (fin d'année) mais pas exactement sur l'échantillon du panel (on a juste repris les mêmes écoles).
  - o Une évaluation en CM2 en 1982-1983 (fin d'année), avec la même logique qu'en CE2.

- Un cycle d'évaluation dans le secondaire parallèle au panel 1980 :
  - o Une évaluation en 6<sup>e</sup> en 1980-1981 (début d'année)
  - o Une évaluation en 5<sup>e</sup> en 1981-1982 (fin d'année)
  - o Une évaluation en 3<sup>e</sup> en 1983-1984 (fin d'année)
  - o Un complément en CM2 pour comparaison avec la 6<sup>e</sup> en 1980-1981 (fin d'année)
- Une évaluation en fin de seconde en 1985-1986 et une en fin de première en 1986-87
- Une évaluation en 5<sup>e</sup> en 1987-1988
- Une évaluation en fin de 3<sup>e</sup> en 1989-1990 reprenant des items de l'évaluation de 1983-1984, qui a encore été reprise en 1994-1995 (on laissera de côté l'évaluation en 3<sup>e</sup> technologique de 1987-1988).

Deux points vont limiter l'usage de ces évaluations dans une perspective de comparaison temporelle des inégalités sociales : d'une part, les données ne semblent pas avoir été archivées proprement, ce qui empêche de refaire des traitements et oblige à se référer aux publications ; d'autre part, l'origine sociale n'a pas été systématiquement demandée ou en tout cas exploitée dans les publications que nous avons consultées. Dans la liste dessus, cela va conduire à exclure l'évaluation en CE2 de 1980-1981 et tout le cycle d'évaluation dans le secondaire à partir de la 6<sup>e</sup> en 1980.

### Évaluation en fin de 5<sup>e</sup> en 1976

Concernant l'évaluation en fin de 5<sup>e</sup> liée au panel 1973-1975, les résultats permettant l'analyse des inégalités sociales concernent les élèves arrivés en 5<sup>e</sup> en 1975-1976 et évalués à la fin de cette année scolaire. Ils sont au nombre de 2 500. Les résultats se trouvent dans deux *Études et Documents* (n°77-1 et 79-1), une note d'information (81-23) et un article de la *Revue Française de Pédagogie* (Seibel, 1984).

Si l'*Études et Documents* n°79-1 fournit des résultats par PCS, ils sont agrégés en 5 catégories, les employés étant regroupés avec les cadres moyens, ce qui est assez discutable. Nous allons plutôt utiliser les résultats de l'article de *Revue Française de Pédagogie*, qui sont plus détaillés.

L'article donne des informations complémentaires sur l'orientation connue par les élèves (rappelons que cette évaluation a eu lieu avant la mise en place du collège unique par la réforme Haby en 1977). Il existait un programme « allégé », qui ne concernait que 2 % des enfants d'enseignants et moins de 1 % des enfants de cadres supérieurs, mais le quart des enfants d'agriculteurs ou d'ouvriers qualifiés et le tiers des enfants d'inactifs (**TABLEAU 71 •**). Le retard scolaire, dû à des redoublements alors très fréquents, concernait aussi massivement ces catégories (les élèves à l'heure se trouvaient très rarement en programme « allégé ») : en cinquième, plus de 80 % des enfants d'enseignants ou de cadres supérieurs ont l'âge normal ou sont en avance ; c'est le cas d'un peu plus de la moitié des enfants d'artisans-commerçants, d'agriculteurs ou d'employés ; le taux est proche du tiers pour les enfants d'ouvriers ou d'inactifs.

Les écarts aux évaluations sont aussi marqués : en mathématiques, les enfants d'enseignants ont un score moyen de 71,2 (sur 135 points), suivis par les enfants de cadres supérieurs à 64, alors que les enfants d'ouvriers et d'inactifs tournent autour de 40 ; en français, les enfants d'enseignants ou de cadres supérieurs ont un score proche de 120 (sur 160 points) contre 97 pour les enfants d'ouvriers qualifiés et autour de 90 pour les enfants d'ouvriers spécialisés ou d'inactifs.

**TABLEAU 71 • Résultats brut à l'évaluation de 5<sup>e</sup> de 1976 par origine sociale**

	Nb	Orientation		Scores	
		Programme allégé	A l'heure, en avance	Mathématiques	Français
Enseignants	62	2	82	71,2	120,3
Cadres supérieurs, professions libérales	146	0,7	84,2	64	117,3
Cadres moyens, techniciens	402	9,2	58,2	54,3	108,2
Industriels, gros commerçants	41	10	68	59,1	104,7
Artisans-commerçants	105	9,9	54,4	51,5	107
Employés	204	15	56,2	51,5	105,4
Exploitants agricoles	204	25,6	51,5	48,9	101,3
Ouvriers qualifiés	452	25	36,7	41,6	97,1
Ouvriers spécialisés, manœuvres, salariés agricoles, personnels de service	370	28,9	32,4	39,8	92,9
Inactifs, chômeurs, retraités	241	32	31,6	41	90,4
Ensemble	2500	19,3	47,8	47,9	101,6

Champ : France métropolitaine, Public.

Source : évaluation en fin de 5<sup>e</sup> 1976, DEPP.

Pour comparer ces résultats avec ceux issus d'autres évaluations, nous devons standardiser les variables en fixant la moyenne à 0 et l'écart-type à 1. Il nous faut donc l'écart-type des scores. Nous ne l'avons pas trouvé pour les scores en français et en mathématiques. En revanche, l'*Études et Documents* n°79-1 fournit cette valeur pour les sous-scores composant ces deux domaines (sur un champ légèrement différent de celui de l'article de la *Revue Française de Pédagogie*, d'où une petite différence dans les moyennes, surtout en mathématique : 48,38 contre 47,9).

**TABLEAU 72 • Statistiques de référence de l'évaluation de 5<sup>e</sup> de 1976**

	Score en nombre d'items		Max théo	Score en %	
	M	e-t		M	e-t
Syntaxe	28,26	9,62	49	57,7%	19,6%
Orthographe	47,15	12,03	66	71,4%	18,2%
Lecture	26,09	8,04	45	58,0%	17,9%
Français global	101,5	<b>27,4</b>	160	63,4%	<b>17,1%</b>
ESRM 5/4	35,58	18,55	100	35,6%	18,6%
CP 5	12,8	6,28	35	36,6%	17,9%
Mathématiques global	48,38	<b>23,9</b>	135	35,8%	<b>17,7%</b>

Champ : France métropolitaine, Public.

Source : évaluation en fin de 5<sup>e</sup> 1976, DEPP.

Notons que si l'on considère les résultats en pourcentages d'items réussis, les sous-scores sont très dispersés, ce qui est le signe d'épreuve de qualité (il y a un lien entre dispersion et la cohérence interne, mesurée par exemple par le alpha de Cronbach) : avec un score moyen d'environ 36 %, pour les deux épreuves de mathématiques, des écarts-type d'environ 18 points sont très satisfaisants (**TABLEAU 72 •**).

Pour estimer la variance des scores globaux, nous allons utiliser la formule suivante :

$$V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2\text{cov}(X, Y) = V(X) + V(Y) + 2\sqrt{V(X)V(Y)}\text{cor}(X, Y)$$

**TABLEAU 73 • Résultats en % et standardisés à l'évaluation de 5<sup>e</sup> de 1976 par origine sociale**

	Score en %		Score standardisé	
	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques
Enseignants	75,2	52,7	0,68	0,98
Cadres supérieurs, professions libérales	73,3	47,4	0,57	0,67
Cadres moyens, techniciens	67,6	40,2	0,24	0,27
Industriels, gros commerçants	65,4	43,8	0,11	0,47
Artisans-commerçants	66,9	38,1	0,20	0,15
Employés	65,9	38,1	0,14	0,15
Exploitants agricoles	63,3	36,2	-0,01	0,04
Ouvriers qualifiés	60,7	30,8	-0,16	-0,26
Ouvriers spécialisés, manœuvres, salariés agricoles, personnels de service	58,1	29,5	-0,32	-0,34
Inactifs, chômeurs, retraités	56,5	30,4	-0,41	-0,29
Ensemble	63,5	35,5	0,00	0,00

**Champ :** France métropolitaine, Public.  
**Source :** évaluation en fin de 5<sup>e</sup> 1976, DEPP.

Les variances des sous-scores sont données dans le tableau. Il nous faut, faute d'en avoir relevé la valeur dans une des publications, prendre une estimation de la corrélation entre les sous-scores. Nous avons retenu 0,8, qui est une valeur assez élevée, rendant compte de la qualité des épreuves, mais pas trop forte, car chaque épreuve semble très unidimensionnelle et mesurer des dimensions distinctes, et la corrélation entre elles ne peut être parfaite.

On obtient ainsi les valeurs en gras dans le tableau (directement pour les mathématiques ; en deux étapes pour le français, qui comporte trois sous-scores). Du fait de l'agrégation de deux épreuves très fidèles, selon notre hypothèse seulement partiellement corrélées, les scores moyens ont des écarts-type en pourcentages d'items réussis, légèrement plus bas que ceux des sous-scores.

Il est alors possible de présenter les scores selon la PCS sous forme standardisée. Le tableau ci-dessus donne ces résultats, à côté des scores en pourcentages d'items réussis (**TABLEAU 73 •**). Il est commenté dans le corps du texte.

## Évaluation en fin de CP en 1979

L'évaluation de 1979 en fin de CP (suivie d'une observation quelques mois plus tard en CE1 ou encore en CP pour les redoublants) a donné lieu à plusieurs publications : un *Etudes et documents* et deux *Documents de travail*. Un article dans *Education & formations* profite de la double interrogation pour évaluer l'effet du redoublement, complété par un *Document de travail* plus détaillé, donnant notamment des résultats par item. L'article de la *Revue Française de Pédagogie* cité plus haut comporte aussi des résultats sur le CP.

La source de référence sera ici l'article souvent cité (Levasseur et Seibel, 1983). Rappelons que l'objectif principal de cet article était d'évaluer l'effet du redoublement, en comparant les résultats d'un peu moins de 1 500 élèves en fin de CP (juin 1979) et quelques mois plus tard, l'année scolaire suivante (décembre 1979), selon le niveau initial de l'élève et le fait d'avoir redoublé ou non. L'étude montrait en effet, fait confirmé par la suite, que le niveau de compétence n'est pas le déterminant unique des décisions de redoublement et que les élèves en difficulté ne connaissent pas tous cette orientation. L'origine sociale

était utilisée dans ce cadre, à la fois pour montrer le caractère social du redoublement, le fait que les écarts sociaux de compétences n'expliquaient pas ces divergences d'orientation et étudier des divergences de progressions selon le milieu social.

Afin d'évaluer l'effet des redoublements, les auteurs distinguaient 5 groupes :

- Les « Anciens redoublants » : ceux qui étaient déjà en CP en 1977-78, qui ont redoublé et sont donc dans leur deuxième année de CP, l'année de l'enquête (11 %). En décembre 1979, ils sont en CE1.
- Les « Nouveaux redoublants » : ceux qui n'étaient pas en CP en 1977-78, le sont en 1978-1979 et le restent en 1979-1980. Ils sont encore en CP en décembre 1979.
- Les « Non-redoublants faibles » : ceux qui, malgré des résultats assez bas, comparables à ceux des « nouveaux redoublants » (par définition, ils ont réussi moins de 45 items sur 91 à l'épreuve de français, le score en mathématiques étant généralement aussi bas), n'étaient pas en CP en 1977-78, le sont en 1978-1979 et sont passés en CE1 en 1979-1980.
- Les « Non-redoublants moyens » : ceux qui, avec des résultats moyens (par définition, ils ont réussi entre 45 et 83 items sur 91 à l'épreuve de français, le score en mathématiques étant généralement aussi moyen), n'étaient pas en CP en 1977-78, le sont en 1978-1979 et sont passés en CE1 en 1979-1980.
- Les « Non-redoublants forts » : ceux qui, avec des résultats élevés (par définition, ils ont réussi au moins 84 items sur 91 à l'épreuve de français, le score en mathématiques étant généralement aussi élevés), n'étaient pas en CP en 1977-78, le sont en 1978-1979 et sont passés en CE1 en 1979-1980.

C'est la comparaison entre les « Nouveaux redoublants » et les « Non-redoublants faibles » qui fournit pour les auteurs la matière principale permettant l'évaluation du redoublement. Nous ne discuterons pas ce point ici, cherchant plutôt à reconstruire des informations sur les PCS.

L'article donne la répartition par PCS dans les 5 groupes, ce qui permet déjà de montrer des inégalités sociales de réussite par la surreprésentation des enfants de cadres supérieurs parmi les « non-redoublants forts » par rapport aux enfants d'ouvriers (29,3 % contre 8,2 %). Il est possible de donner des résultats un peu plus précis, du fait que l'article présente par croisement de PCS et de groupe, quand les effectifs sont suffisants, les scores en juin 1979 (et nous l'utiliserons ensuite, en décembre 1979).

Pour estimer les scores par PCS, il faut imputer des valeurs dans les cases où les effectifs étaient trop petits :

- Le score des « Non-redoublants faibles » n'a pu être calculé que pour les enfants d'ouvriers ; pour les autres « Non-redoublants faibles », on prend le score moyen (d'ailleurs peu différent de celui des enfants d'ouvriers dans la même situation : 36,3 en français contre 36,6).
- On effectue le même traitement pour les « Nouveaux redoublants ».
- Pour les « Anciens redoublants », il manque les scores des cadres supérieurs, des cadres moyens, des salariés agricoles et des personnels de services. On impute par la valeur moyenne de ce groupe.

Alors, en utilisant la répartition de chaque PCS dans les 5 groupes et ces scores moyens par croisement, éventuellement imputés, il est possible de calculer les scores moyens par PCS (**TABLEAU 74 •**).

**TABLEAU 74 • Résultats brut à l'évaluation en fin de CP de 1979**

	Effectifs	Orientation		Scores	
		% redoublants	% redoublants / "Faibles"	Français	Mathématiques
Cadres supérieurs – prof. libérales	82	0,0	0	76,0	86,1
Cadres moyens	124	3,2	53	74,7	81,5
Employés	132	12,9	54	67,9	78,6
Industriels, artisans, commerçants	144	17,6	59	67,6	80,0
Salariés agricoles	15	20,0	0	47,6	56,9
Agriculteurs	74	22,9	55	64,9	78,6
Ouvriers	572	27,1	63	61,5	71,0
Autres	136	27,9	69	62,9	72,2
Personnels de services	34	29,4	67	59,4	70,1
Ensemble	1313	20,5	59	65,1	75,0

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panels d'élèves entrés en CP en 1978, DEPP.

En premier lieu, les données de l'article permettent d'illustrer les écarts sociaux de redoublement : il n'y a aucun redoublant en CP parmi les enfants de cadres supérieurs, alors que plus du quart des enfants d'ouvriers et de personnels de service sont concernés. Les écarts de niveaux que nous allons mettre en évidence n'expliquent pas ces divergences de parcours : en effet, parmi les élèves ayant eu des résultats assez bas, un peu plus de la moitié redoublent quand le responsable est cadre moyen ou employé contre plus de 60 % pour les enfants d'ouvriers ou de personnels de service de même niveau scolaire. Les scores par PCS que nous avons recalculés sont assez différents : les enfants de cadres moyens ou de cadres supérieurs réussissent plus de 80 items sur les 112 que comportait l'épreuve de mathématiques contre un peu plus de 70 pour les enfants d'ouvriers ou de personnels de services ; en français, sur 91 items, les enfants de cadres supérieurs ou de cadres et on compte 75 réussites contre 60 réussites pour les enfants d'ouvriers ou de personnels de services.

Il est ensuite possible de construire des scores en pourcentages de réussite en divisant ces scores par le nombre d'items, ce qui donne logiquement des résultats identiques à un facteur multiplicatif près (15 points d'écart entre enfants de cadres supérieurs et enfants d'ouvriers en mathématiques ; 16 points en français). Pour établir un score standardisé avec une moyenne de 0 et un écart-type de 1, il faut retrouver les références globales. Elles sont fournies dans l'article sur un champ un peu plus large que celui servant au calcul des résultats par PCS : moyenne de 64,58 en français pour un écart-type de 19,27 ; moyenne de 73,9 et écart-type de 22,93 en mathématiques. Il y a une légère divergence dans les moyennes du fait de la petite différence de champ. Par cohérence, on utilise plutôt la moyenne recalculée avec les valeurs par PCS (**TABLEAU 75 •**).

**TABLEAU 75 • Résultats en % et standardisés à l'évaluation en fin de CP de 1979**

	Score en %		Score standardisé	
	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques
Cadres supérieurs - professions libérales	83,5	76,9	0,56	0,48
Cadres moyens	82,1	72,8	0,50	0,28
Employés	74,7	70,2	0,15	0,16
Industriels, artisans, commerçants	74,3	71,4	0,13	0,22
Salariés agricoles	52,3	50,8	-0,91	-0,79
Agriculteurs	71,3	70,2	-0,01	0,16
Ouvriers	67,6	63,3	-0,19	-0,18
Autres	69,2	64,5	-0,11	-0,12
Personnels de services	65,2	62,6	-0,30	-0,21
Ensemble	71,6	67,0	0,00	0,00

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panels d'élèves entrés en CP en 1978, DEPP.

L'article fournit des progressions entre juin 1979 et décembre 1979 par PCS (toujours avec des absences pour les cases trop petites). Il est donc possible d'estimer les scores par PCS en décembre 1979. Nous ne donnons ci-dessous que les résultats en pourcentages d'items réussis et en scores standardisés. Concernant la standardisation, on n'a pas la dispersion en décembre 1979. On a donc fait le choix de standardiser par rapport aux valeurs de juin 1979, ce qui a d'ailleurs l'intérêt d'interpréter, de façon classique, les données en progression par rapport à la situation initiale (**TABLEAU 76 •**).

**TABLEAU 76 • Résultats en % et standardisé à l'évaluation en début de CE1 de 1979**

	Score en %		Score standardisé	
	Français	Mathématiques	Français	Mathématiques
Cadres supérieurs - professions libérales	88,5	83,7	0,80	0,82
Cadres moyens	86,5	80,4	0,70	0,66
Employés	79,4	74,5	0,37	0,37
Industriels, artisans, commerçants	79,7	76,6	0,38	0,47
Salariés agricoles	65,9	59,7	-0,27	-0,36
Agriculteurs	76,6	77,8	0,24	0,53
Ouvriers	72,1	68,3	0,03	0,06
Autres	74,1	68,5	0,12	0,07
Personnels de services	73,9	69,9	0,11	0,14
Ensemble	76,8	72,8	0,25	0,28

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** panels d'élèves entrés en CP en 1978, DEPP.

Les deux tableaux sont commentés dans le corps du texte.

## Évaluation en fin de CM2 en 1983

Parmi les autres dispositifs d'évaluation mis en place avant 1989 (à cette date, en plus des évaluations nationales à l'entrée du CE2 et de la 6<sup>e</sup>, on verra plus loin que des enquêtes comportant des évaluations ont été réalisées, avec des objectifs assez spécifiques), l'origine sociale ne semble pas avoir été systématiquement demandée et la seule enquête qui présente des résultats à ce sujet est l'évaluation en fin de CM2 de 1983. Mais les résultats sont difficiles à exploiter.

Comme pour les autres enquêtes de cette période, la principale préoccupation en termes de restitution des résultats concernait les réussites par item (souvent mis en relation avec les attentes des enseignants). C'est l'objet d'une série de *Documents de travail* sortis en 1984. Il y a eu aussi deux articles dans la revue *Education & formations* (sur la ruralité et sur la production écrite), mais la seule publication fournissant des données intéressantes dans notre perspective est la page 7.7 du RERS 1986. Elle pose plusieurs problèmes.

- Elle ne présente que des graphiques en histogrammes. Il faut donc projeter les barres sur les axes pour estimer les résultats.
- Les résultats en français sont assez étranges : les enfants de cadres supérieurs ont des résultats inférieurs aux enfants d'ouvriers. Les résultats en mathématiques ne présentent pas cette particularité.
- La répartition par PCS n'est pas disponible. Ce point n'est pas bloquant, car on peut la récupérer dans un des documents de travail évoqués plus haut.
- La moyenne et l'écart-type des scores ne sont pas donnés. On peut recalculer la moyenne avec les scores par PCS et leur répartition. En revanche, ce n'est pas possible pour l'écart-type. L'article de Vogler dans le n°11 d'*Education & formations*, présente la répartition des scores en mathématiques pour trois catégories (Classes de CM2, classes CM1-CM2, autres types de classes). Avec la répartition de l'ensemble de la population dans les trois catégories et leurs scores moyens, il serait possible de recalculer la dispersion totale. Compte tenu de la difficulté de l'exercice et de l'absence de données pour le français, nous n'avons pas entrepris cette tâche.

**TABLEAU 77 • Résultats brut à l'évaluation en fin de CM2 de 1983**

	%	Français	Mathématiques
Agriculteurs	4	65,8	48,2
Salariés agricoles	1	62,2	47,2
Industriels, artisans, commerçants	9	69,1	54,6
Cadres supérieurs - professions libérales	6	65,3	64,6
Cadres moyens	11	72,2	58,8
Employés	10	67,1	50,2
Ouvriers	42	64,4	46,6
Personnels de services	2	63,8	48,2
Inactifs	3	63,3	44,2
Non déclarée	5	69,1	53,6
Non réponse	7		

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation en fin de CM2 de 1983, DEPP.

Cet ensemble de problèmes nous a conduit à ne pas pousser plus avant l'analyse de cette enquête, dans l'attente de la redécouverte de publications plus détaillées sur le sujet. Nous présentons ci-dessus ce que nous avons pu récupérer (**TABLEAU 77 •**).

## Évaluation en fin de 2<sup>nde</sup> en 1986

L'évaluation en fin de seconde de 1986 a la particularité d'être presque l'unique exemple d'une évaluation *en cours* de second cycle. Il existe actuellement des évaluations nationales à l'entrée en 2<sup>nde</sup> (il y a eu aussi dans les années 1990), mais à part les enquêtes TIMSS en terminale de 1995 et 2015 (et en 2015 uniquement en terminale scientifique), on n'a pas d'opération portant sur des élèves en fin de seconde, de première ou de terminale (PISA évaluant les élèves de 15 ans est centrée sur les élèves de 2<sup>nde</sup>, mais comporte encore de nombreux élèves de 3<sup>e</sup>, dans une proportion qui a varié dans le temps).

La source optimale pour évaluer les inégalités sociales est le *dossier d'Education & formations* consacré à l'enquête (le premier numéro de cette publication). On va y trouver la répartition par PCS de l'échantillon, des scores moyens par PCS dans chaque discipline évaluée (scores présentés sur 20). La difficulté est l'absence d'écart-type pour standardiser les variables. Pour pallier ce manque, on dispose cependant de graphiques par domaine (à part l'EPS) donnant la répartition par tranche de 1 point. En projetant les barres de cette distribution sur l'axe des proportions, il est possible d'estimer la part de la population dans chaque tranche. On va ensuite estimer l'écart-type de la distribution, avec les hypothèses suivantes :

- Dans la tranche (i ;i+1), la moyenne est de i+0,5
- Dans la tranche (i ;i+1), la variance est de 1/12 (variance d'une loi uniforme).
- On recalcule alors le score moyen de la façon suivante :

$$\bar{S} = \sum_{i=0}^{19} p_i (i + 0.5)$$

$p_i$  étant la proportion de la population dans la tranche (i ;i+1) estimée grâce aux graphiques. Les valeurs ainsi trouvées sont de 0,5 point environ (sur 20) supérieures aux valeurs publiées pour la colonne Ensemble du tableau par PCS. Cela tient peut-être au fait que les graphiques servent à étudier les orientations, ce qui a conduit à exclure les sortants, biaisant à la hausse les valeurs moyennes. Cela impliquerait que la dispersion est un peu sous-estimée.

- On va alors estimer la variance entre tranches de la façon suivante :

$$V_T = \sum_{i=0}^{19} p_i (i + 0.5 - \bar{S})^2$$

- On estime la variance totale en ajoutant 1/12, qui correspond à la variance au sein des tranches, avec l'hypothèse faite plus haut. Le premier tableau ci-dessous présente les données issues du dossier. La répartition des élèves par PCS ne donne pas un total de 100, car il y a 2 % d'élèves sans information, qui ont été exclus de l'analyse (**TABLEAU 78 •**). La dernière colonne contient l'écart-type estimé avec la méthode présentée au-dessus. Dans le deuxième tableau, on trouve à la fois les scores standardisés et le  $R^2$  qui en découle. Les écarts ne sont pas très marqués : au mieux, les enfants de cadres supérieurs se trouvent à 0,28 écart-type au-dessus de la moyenne et ils ne la dépassent pas en initiation économique et sociale ; les enfants d'ouvriers sont au pire à 0,25 écart-type en dessus de la moyenne et s'y maintiennent en EPS. Logiquement, les  $R^2$  sont assez faibles : 3,0 en anglais et 2,3 % en mathématiques, et seulement 0,6 % en EPS, en initiation économique et sociale et 0,7 % en sciences naturelles. Le processus de sélection à l'entrée en seconde explique très certainement ce niveau assez bas d'inégalités sociales.

**TABLEAU 78 • Résultat à l'évaluation en fin de 2<sup>nde</sup> de 1986**

	Agriculteurs	Art. Comm. Chef d'entre.	Cadres sup.	Prof. Interm.	Empl.s	Ouv.	Ret.	Sans activité prof.	Ens. Moyenne	Ens. Ecart-type
%	4	14	27	12	18	18	3	2	98	
Mathématiques	8,1	8	8,8	8,4	8,2	7,7	7,5	7,4	8,2	2,9
Français	9,6	9,6	9,9	9,9	9,7	9,2	9,2	9	9,7	2,4
Histoire-Géographie	7,6	7,9	8,2	8,2	8,1	7,6	7,7	7,5	8,1	2,4
Anglais (écrit)	7	7,4	8,5	7,4	7,6	6,9	6,7	6,9	7,5	3,6
Allemand (écrit)	8,3	8,4	8,9	8,9	8,8	8,2	8,2	9	8,7	2,8
Sciences physiques	6,8	6,9	7,2	7,2	7	6,6	6,9	6,3	7,1	3,0
Sciences naturelles	9,4	9,3	9,6	9,6	9,3	9	9,3	9,1	9,5	3,1
EPS	7	7,4	7,4	7,6	7,5	7,3	7	6,6	7,3	3,6
Initiations éco. et soc.	8,3	8,3	8,5	8,5	8,4	8,1	8,4	8	8,5	2,6
Sciences et techn. Indus.	9,7	9,2	9,5	9,5	9,3	9	8,8	8,9	9,2	2,7
R <sup>2</sup>										
Mathématiques	-0,04	-0,07	0,21	0,07	0,00	-0,18	-0,25	-0,28	2,3%	
Français	-0,04	-0,04	0,08	0,08	0,00	-0,21	-0,21	-0,29	1,4%	
Histoire-Géographie	-0,21	-0,08	0,04	0,04	0,00	-0,21	-0,17	-0,25	1,3%	
Anglais (écrit)	-0,14	-0,03	0,28	-0,03	0,03	-0,17	-0,22	-0,17	3,0%	
Allemand (écrit)	-0,14	-0,11	0,07	0,07	0,04	-0,18	-0,18	0,11	1,2%	
Sciences physiques	-0,10	-0,07	0,03	0,03	-0,03	-0,17	-0,07	-0,27	0,9%	
Sciences naturelles	-0,03	-0,07	0,03	0,03	-0,07	-0,16	-0,07	-0,13	0,7%	
EPS	-0,12	0,04	0,04	0,12	0,08	0,00	-0,12	-0,27	0,6%	
Initiations éco. et soc.	-0,07	-0,07	0,00	0,00	-0,04	-0,15	-0,04	-0,19	0,6%	
Sciences et techn. Indus.	0,19	0,00	0,11	0,11	0,04	-0,07	-0,15	-0,11	0,9%	

**Champ :** France métropolitaine, Public + Privé sous contrat.

**Source :** évaluation en fin de 2<sup>nde</sup> de 1986, DEPP.

## Évaluations de l'Ined

L'Ined a collecté en 1944 et 1965 sur des échantillons importants des informations sur les performances cognitives des élèves de 7 à 11 ans.

Pour l'enquête de 1944, nous avons tiré nos informations du deuxième tome des publications consacrées à cette enquête (faute d'avoir pu consulter le premier)<sup>39</sup>. Le tableau ci-dessous présente les résultats à une évaluation (dite « test mosaïque ») par catégorie sociale donnés pages 49 (pour les trois premières colonnes) et 54 (pour la quatrième, la cinquième étant l'objet d'un calcul expliqué ensuite).

**TABLEAU 79 • Résultats bruts à l'évaluation de l'Ined de 1944 par origine sociale**

	%	Score Garçons	Score Filles	Score total	Ecart
Cultivateurs	0,2	90,2	92,1	91,1	-0,27
Ouvriers ruraux	0,13	94,3	94,3	94,4	-0,18
Employés ruraux	0,06	102	102,2	102,1	0,03
Ouvriers urbains	0,26	101,2	99,8	100,5	-0,02
Employés urbains	0,22	108	107,2	107,6	0,18
Cadres, ind. Et comm.	0,11	110,3	111,4	110,7	0,26
Prof. Intellect. et libérales	0,02	124,5	122,9	122,9	0,60

Champ : France métropolitaine.

Source : élèves de 7 à 12 ans en 1944, Ined.

**TABLEAU 80 • Statistiques de références de l'évaluation de l'Ined de 1944**

Age	Moyenne	Variance
7 ans	66,5	705
8 ans	86,2	787
9 ans	103,6	851
10 ans	118,5	873
11 ans	130,5	812
Ensemble	101,1	1324

Champ : France métropolitaine.

Source : élèves de 7 à 12 ans en 1944, Ined.

Comme références, les moyennes par âge sont données, page 53 et les variances page 64. La variance sur l'ensemble de la population n'est pas donnée. Nous l'avons estimée en utilisant la formule de décomposition classique à partir des scores moyens par âge et des variances par âge, en donnant un poids égal à chaque âge (TABLEAU 80 •). C'est avec cette variance, que l'on obtient les scores standardisés. Si on laisse de côté les professions intellectuelles et supérieures, très peu nombreuses (2 % de la population) avec un score très nettement au-dessus de la moyenne (60 points), on opposera les enfants de cadres (11 %) avec un score de 26 points au-dessus de la moyenne aux enfants de cultivateurs (20 %), 27 points en dessous de la moyenne (TABLEAU 79 •). Le  $R^2$  que l'on peut calculer à partir de ces données est de 4,2 %. Ce  $R^2$  donne cependant une vision un peu sous-estimée des inégalités sociales : en effet, il divise les écarts sociaux par la variance totale ; or celle-ci intègre pour une bonne part les écarts selon l'âge (les

<sup>39</sup> Collectif, *Le niveau intellectuel des enfants d'âge scolaire*, Collection "Travaux et Documents" de l'INED, Paris, PUF. - Tome 1, *Une enquête nationale dans l'enseignement primaire*, Cahier n° 13, 1950. - Tome 2, *La détermination des aptitudes. L'influence des facteurs constitutionnels, familiaux et sociaux*, Cahier n° 23, 1954.

élèves les plus âgés sont plus performants que les plus jeunes), écarts qui sont logiquement peu dépendants du milieu social. C'est pourquoi, il paraît utile de produire les résultats par âge, ce qui est possible, grâce au tableau de la page 54. Les résultats sont présentés dans le corps du texte. Pour l'enquête de 1965 (**TABLEAU 81 •**), nous avons pu consulter les 3 tomes de résultats<sup>40</sup>. Les tableaux II.1 et II.2 du tome 2 fournissent des informations très détaillées par milieu social.

**TABLEAU 81 • Résultats bruts à l'évaluation de l'Ined de 1965 par origine sociale**

		Garçons		Filles		Ensemble		Elèves de CP	
		Score	Ecart-type	Score	Ecart-type	Score	Ecart-type	Score	Ecart-type
Agriculteurs	16,3	94,7	13,5	96,4	12,8	95,6	13,2	90	13,2
Ouv. spécialisés	23,4	94,6	13,7	95	13,1	94,8	13,5	91	14,3
Ouvriers qualifiés	19	98,6	13,8	99	13	98,8	13,5	95,5	14,2
Employés	11,3	102,1	14,2	101,5	13,2	101,8	13,7	98,3	14,3
Commerçants	8,7	104,6	14,3	103,3	13,5	103	13,9	99,3	14,6
Cadres	15	109,4	14,4	108,4	13,2	108,9	13,8	106,2	14,8
Non déclaré	6,3								
Ensemble	100					99,2	14,5	94,8	15,2

**Champ :** France métropolitaine.

**Source :** élèves de 7 à 12 ans en 1965, Ined.

Dans ce cas, les scores ont été standardisés sur une moyenne de 100 et un écart-type de 15 par âge, ce qui permet de raisonner globalement pour étudier les écarts sociaux, mais on a pu récupérer aussi les scores des élèves de CP, page 198 du tome 3. Les scores standardisés sont présentés dans le texte.

## Source des données PISA

Les indicateurs présentés ici à partir de PISA sont directement issus des publications de l'OCDE. Ces indicateurs sont pour la France et la moyenne des pays de l'OCDE, dans les 3 domaines évalués à chaque édition (**TABLEAU 82 •**) :

- le score moyen dans le domaine
- l'écart-type de ce score
- le niveau moyen de l'indice SESC mesurant le milieu social
- l'écart-type de cet indice
- la pente de la régression du score par le SESC
- le  $R^2$  de cette régression.

Les deux dernières colonnes donnent les sources où ces informations ont été récupérées, les couleurs permettant de distinguer deux sources quand c'est le cas. Les valeurs noires pour 2009 correspondent à une absence d'information et à une extrapolation à partir des deux points adjacents. La couleur verte renvoie à la publication de 2006 donnant des valeurs rétrospectives pour 2000 et 2003.

<sup>40</sup> Collectif, *Enquête nationale sur le niveau intellectuel des enfants d'âge scolaire*, Collection "Travaux et Documents" de l'INED, Paris, PUF. - Tome 1, Cahier n° 54, 1969. - Tome 2, Cahier n° 64, 1973. - Tome 3, Cahier n° 83, 1978.



## Autres enquêtes

Parmi les dispositifs mis en place autour de 1990, plusieurs pistes semblent intéressantes :

- Une évaluation en lecture en fin de CE1 en 1989 reprenant des exercices de l'évaluation liée au panel 1978.
- Une évaluation en CE1, CE2, CM1, CM2, qui devait servir à évaluer des pratiques de lecture et dont l'aspect longitudinal est intéressant. Elle a été exploitée, notamment par Pascal Bressoux, pour quantifier les effets écoles et les effets classes, dans des *dossier d'Education & formations*.
- Une enquête en fin de 5<sup>e</sup> en 1991, dont les résultats ont été publiés dans *L'état de l'École*.
- Une enquête en fin de 3<sup>e</sup> (générale et technologique) en 1990, dont les résultats ont été publiés dans *L'état de l'École*. L'enquête a été reprise en 1995.
- Une enquête en Lorraine en 1993, reprenant des exercices de 1973, proposés à des enfants de 7 ans, dont les résultats ont été publiés par André Flieller dans la *Note d'information* n°97.12.

## ↳ Annexe 4 : évolution de la PCS

Pour caractériser le milieu social, nous nous sommes essentiellement appuyés sur la profession des parents, telles qu'elle est renseignée depuis longtemps dans les systèmes d'information du ministère de l'éducation nationale et les enquête de la DEPP. Il paraît utile de faire un point sur cette donnée, ses principes, la façon dont elle est recueillie et l'évolution de la répartition des élèves sur cet aspect.

Amossé (2013) présente une histoire des nomenclatures socio-professionnelles, complétant les travaux fondateurs de Dérosières et Thévenot (1979) sur le sujet. Présenter la répartition de la population selon la profession a été un des premiers objectifs des statistiques. Pour cela, il convient de construire une nomenclature avec des propriétés parfois difficiles à concilier : rendre compte de la complexité du réel (en partant des intitulés habituellement utilisés, on pourrait construire une nomenclature « naturelle »), en ayant un support théorique satisfaisant (la nomenclature doit s'efforcer d'être « logique »). La CSP au sortir de la seconde Guerre Mondiale, puis la PCS à partir de 1982 ont essayé de prendre en compte ces contraintes : il s'agit de nomenclatures doublement hiérarchisées. D'une part, avec plusieurs positions, elles permettent de décrire une profession de façon plus ou moins détaillée (le détail nécessitant généralement plus d'informations qu'un simple libellé de métier) ; d'autre part, aux niveaux les plus agrégés, il semble possible de classer plus ou moins grossièrement les professions, selon ce que Dérosières et Thévenot (1979) appellent un « gros axe » (faisant référence à des études utilisant l'analyse de données), qui rappelle le principe de l'indice de position sociale (les deux auteurs soulignent aussi l'intérêt de revenir à une description plus fine des professions, ce que l'on pourrait aussi dire de l'IPS)<sup>41</sup>.

Nomenclature empirique à visée descriptive, l'utilisation de la PCS a connu de nombreuses critiques : Pierry et Spire (2008) ont même parlé de « crépuscule » pour évoquer l'utilisation de la PCS dans les analyses statistiques récentes. Ils reliaient cela au développement de l'économétrie, pour laquelle, la PCS aurait le défaut d'être une variable « impure », ne mesurant pas clairement une donnée précise. Les critiques peuvent porter aussi sur la qualité de l'information : des travaux ont montré la sensibilité du codage aux procédures de recueil et de traitement de l'information (Merllié, 2000 ; Soulié, 2000 ; Jaspard, 2007 ; Poulet-Coulibando, 2007). Le principe même de recueillir cette information a parfois été contesté, dans la foulée des oppositions au développement du système d'information sur les élèves dans le premier degré (Merle, 2013). Cependant, les travaux que nous avons recensés dans ce document montrent que dans le domaine de l'éducation, l'intérêt pour la PCS n'a jamais faibli : elle demeure une variable plus parlante et plus facile à recueillir que le diplôme des parents et le revenu, par exemple (le premier ayant l'inconvénient supplémentaire de renvoyer à un passé parfois bien ancien, le second étant au contraire en partie conjoncturel). Le succès de l'IPS montre qu'il existe une demande forte d'information sur le milieu social, dans les questions scolaires. Plus globalement, des investissements récents ont cherché à mieux adapter la PCS à la description de la société actuelle : en décrivant l'emploi de façon plus précise (Amossé et alii, 2022) ou essayant d'adapter

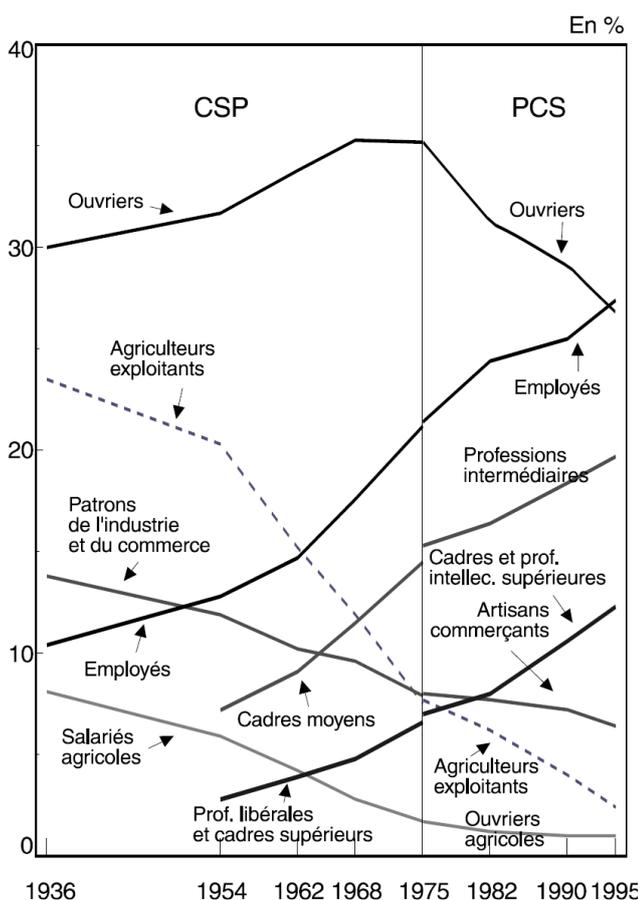
---

<sup>41</sup> Dans l'annexe 2, nous avons montré que l'IPS rendait compte (en termes de  $R^2$ ) d'une grande part des inégalités de réussite entre PCS au niveau le plus fin. Cependant, en affinant, à l'IPS donné, certaines catégories ont des résultats un peu plus ou un peu moins favorables : les enfants d'enseignants ont par exemple des résultats scolaires meilleurs que ce que l'IPS laisse attendre (ce qui justifie de souvent isoler cette catégorie). Ces effets restent cependant de deuxième ordre. De même, si en amont de la construction de l'IPS, l'analyse des conditions de vie montre une forte corrélation entre niveau d'études, revenus et pratiques culturelles, il existe aussi quelques différences entre PCS à l'IPS proches : les professions supérieures du spectacle par exemple se caractérisent par des pratiques culturelles très actives, mais un faible revenu ; les professions libérales sont au contraire plutôt favorisées sur ce dernier aspect. Là encore, sans être inintéressantes, ces écarts sont tout de même du second ordre.

l'information individuelle à la description d'un groupe, comme une famille ou un ménage (Amossé, Cayouette-Remblière, 2022 ; Cayouette-Remblière, Ichou, 2019), problème dont nous avons déjà parlé et sur lequel nous reviendrons.

La description du milieu social par la profession a, dans l'approche qui a été la nôtre, l'avantage d'une grande profondeur de champ. Les professions ont changé, les nomenclatures aussi, mais au prix de quelques hypothèses raisonnables, grâce à la richesse des informations se recoupant, il est possible de présenter une évolution de la société française sur très longue période (Marchand et Thélot, 1991). Le graphique ci-dessous (**FIGURE 28 •**) reproduit l'évolution de la répartition de la population active depuis 1936 (Seys, 1996).

**FIGURE 28 • Évolution de la répartition par CSP/PCS de la population active depuis 1936**



De 1936 à 1975, le graphique utilise la nomenclature CSP, simplifiée par O. Marchand et C. Thélot (voir note 1 du tableau 1) ; par ailleurs, la catégorie "Contremaîtres" a été enlevée du groupe "Ouvriers" pour être ajoutée au groupe "Cadres moyens". Les catégories "Armée, police", "Clergé" et "Domestiques" ne sont pas représentées. De 1975 à 1995, le graphique utilise la nomenclature PCS. La catégorie "Ouvriers agricoles" a été enlevée au groupe "Ouvriers" pour être représentée isolément ; la catégorie "Policiers et militaires" a été enlevée du groupe "Employés" (et non représentée) ; la catégorie "Clergé, religieux" a été enlevée du groupe "Professions intermédiaires" (et non représentée).

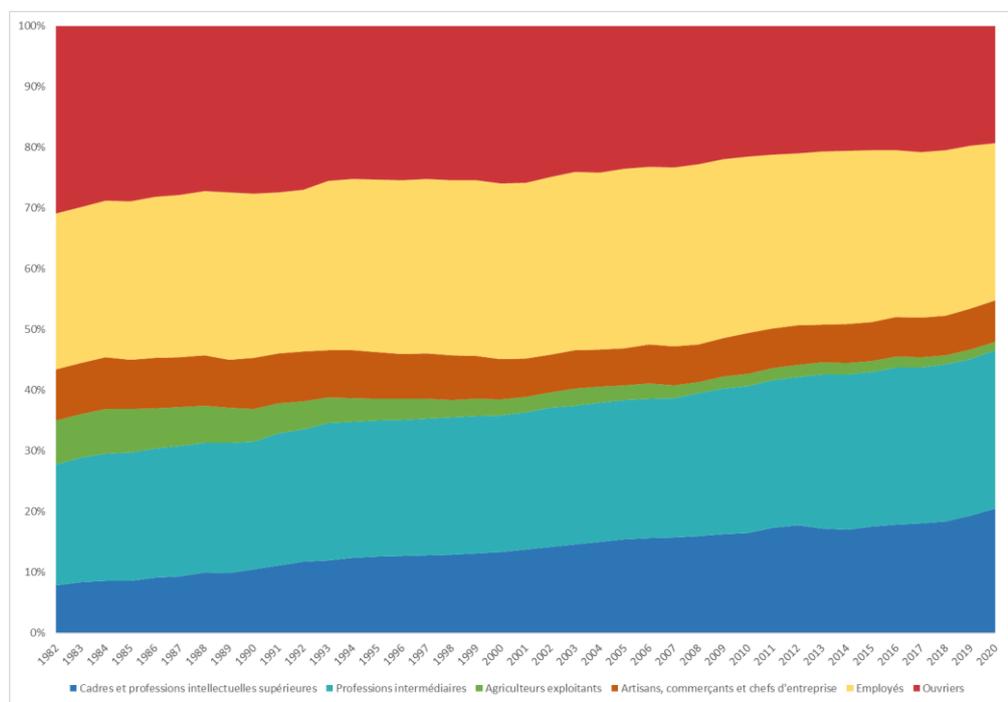
Sources : 1936 à 1990 : recensements de la population  
1995 : estimation à partir des enquêtes emploi

Entre 1936 et 1995, trois groupes ont connu un déclin net dans la population : les agriculteurs exploitants, les salariés agricoles et, dans une moindre mesure, les artisans-commerçants. Regroupant presque 40 % de la population en 1930, leur part est d'environ 10 % en 1995 (avec une prédominance des artisans-commerçants). Trois groupes sont en forte progression entre 1954 et 1995 : les employés, les cadres moyens et les professions libérales et cadres supérieurs (il n'est pas possible de faire la distinction entre cadres moyens et cadres supérieurs avant 1954) : ils dépassent maintenant largement la moitié de la population. Les ouvriers connaissent une évolution moins monotone : leur part augmente de 30 % à environ 35 % au tournant des années 1970, avant de baisser sous la barre des 30 % en 1995.

Il est possible d'avoir une vision plus précise depuis 1982, grâce à l'enquête Emploi (<https://www.insee.fr/fr/statistiques/5391964?sommaire=5392045>). Les tendances mises en évidence avant 1995 se prolongent avec régularité (**FIGURE 29 •**) : la part des agriculteurs diminue, jusqu'à atteindre 1,4 % en 2020 ; pour les artisans-commerçants, la part diminue jusqu'en 2000 et oscille

autour de 6,5 % ensuite ; les ouvriers représentent moins de 20 % de la population en 2020 contre plus de 30 % en 1982 ; la part des employés est montée de 25 % en 1982 à presque 30 % dans les années 2000, pour redescendre à 25,8 % en 2020 ; la progression est nette pour les professions intermédiaires (de 19,5 % en 1982 à 26,0 % en 2020) et surtout les cadres supérieurs et professions libérales (de 7,8 % en 1982 à 20,4 % en 2020).

**FIGURE 29 • Évolution de la répartition par catégorie sociale de la population active depuis 1982**



**Champ :** France hors Mayotte, personnes vivant en logement ordinaire, en emploi.

**Source :** Insee, séries longues sur le marché du travail, enquêtes Emploi.

La caractérisation des élèves par leur milieu social, en particulier leur profession, est une thématique importante des débats sur l'éducation, avec des aspects méthodologiques, comme nous l'avons dit plus haut. S'intéresser à l'origine sociale des élèves peut avoir deux intérêts un peu distincts :

- Dans le contexte qui est le nôtre, il s'agit de décrire le contexte général, dans lequel s'inscrivent les inégalités sociales de réussite scolaire : un même écart n'a pas forcément le même sens si les élèves défavorisés représentent 95 % de population ou seulement 10 %.
- La répartition des élèves par catégorie sociale à un niveau donné peut aussi par comparaison avec une référence (l'ensemble de la population ou celle en début de scolarité) donner une image de la sélection sociale en termes de parcours et fournir un indicateur d'inégalités sociales.

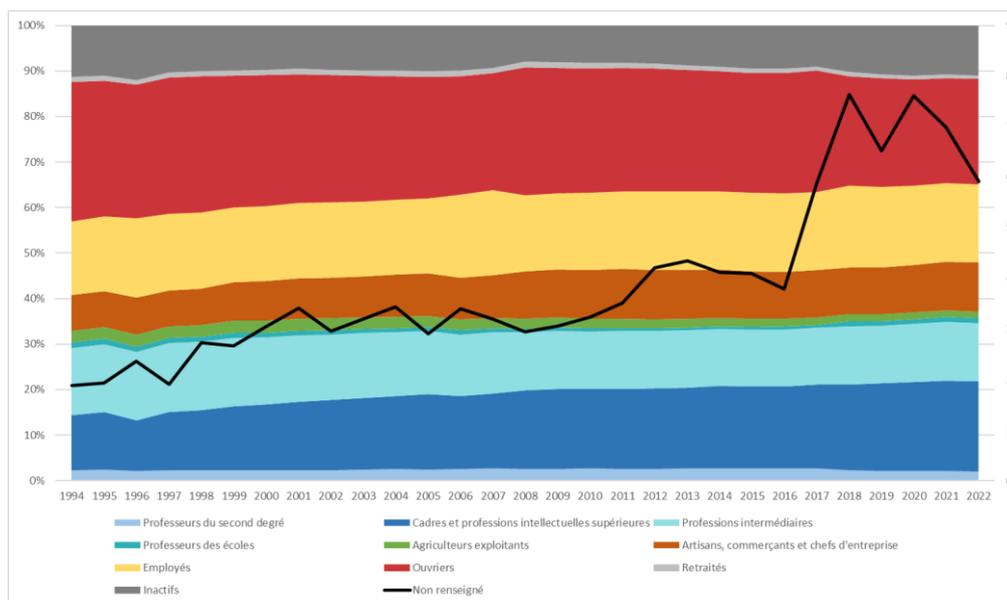
Ici nous allons nous restreindre au premier aspect, alors que comme le décrit en détail Oeuvarard (2007) quand le ministère de l'éducation nationale s'est intéressé à la question de l'origine sociale des élèves, il a plutôt commencé par le « haut » : origine sociale des étudiants ou des bacheliers, comparée à celle de la population dans le recensement ou l'enquête Emploi (éventuellement en affinant la sélection sur les parents ou au moins les personnes en âge d'avoir des enfants bacheliers). On trouve des informations sur les élèves de 6<sup>e</sup> depuis au moins 1936, mais comme cette population a été longtemps très sélectionnée, cela ne donne pas non plus une statistique de cadrage. Comme sur d'autres questions relatives à l'éducation, il faut se tourner vers l'Ined pour obtenir des statistiques un peu anciennes incluant les élèves de l'école primaire : l'enquête de 1944 sur le niveau intellectuel des élèves, celle de 1965 et le panel de sortants de CM2 de 1962. Ensuite, le ministère utilisera ses

propres panels (1972, 1980, 1989) ou des enquêtes spécifiques (avec un focus sur le niveau quatrième, qui ne prend une valeur de population générale que dans les années 1970).

A partir du milieu des années 1990, la mise en place du système d'information SCOLARITE va fournir une information exhaustive sur les élèves entrant en 6<sup>e</sup>, que nous pouvons utiliser pour caractériser les élèves. Deux difficultés sont à régler au préalable :

- d'une part, pour synthétiser l'information, il faut choisir une des deux PCS parmi celles des deux parents, quand elles sont renseignées ; l'habitude est de prendre la PCS du père en priorité ; l'impact de ce choix, assez discutable, est étudié dans l'annexe suivante.
- d'autre part, il existe une proportion non négligeable de PCS non renseignées, dont l'évolution n'est pas neutre.

**FIGURE 30 • Évolution de la répartition par catégorie sociale des élèves de 6<sup>e</sup> depuis 1994**



**Note :** la courbe en noir correspond à l'évolution de la proportion de PCS non renseignées, à lire sur l'échelle de droite.

**Champ :** France, élèves entrants en 6<sup>e</sup>

**Source :** Système d'information sur les élèves du second degré, DEPP.

La part des élèves pour lesquels la PCS du responsable est non renseignée (ce qui signifie que les PCS des deux parents le sont) a sensiblement augmenté à partir de la rentrée 2018 (**FIGURE 30 •**), au cours de laquelle un certain nombre de modifications ont été faites dans le système d'information (ajout de modalités à la nomenclature des PCS ; changement de celle du lien entre l'élève et le responsable). La baisse assez sensible des enfants d'ouvriers à cette rentrée (de 25 % à 22 %) peut être dû au changement de la nomenclature de la PCS, qui a surtout concerné cette catégorie et a pu perturber les services administratifs en charge du remplissage, qui ont évité ces codes. Cependant au-delà de ces aléas, les tendances sont proches de celles mises en évidence pour l'enquête Emploi : hausse des cadres supérieurs et dans une moindre mesure des professions intermédiaires ; baisse de la proportion d'ouvriers ; relative stabilité des employés.

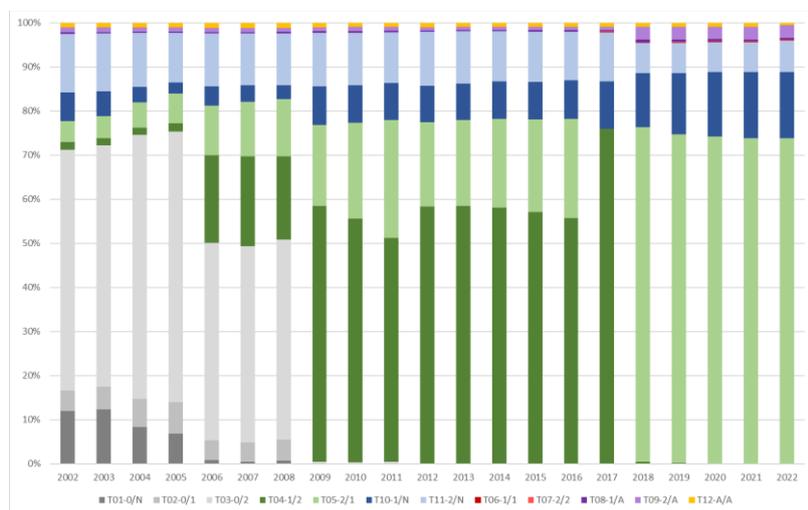
## ➤ Annexe 5 : le responsable de l'élève

Comment présenter une caractéristique sociale individuelle, comme le diplôme ou la profession pour un groupe, un ménage ou une famille ? Même si la question se pose pour une variable quantitative, comme le revenu, le choix de sommer cette variable est généralement adoptée (les problèmes se posent quand on veut relativiser cette somme en tenant compte de la taille du groupe : on ne divise généralement pas par le nombre de personnes, mais par un nombre d'unités de consommation à la définition délicate).

Actuellement, des solutions sont proposées pour tenir compte de l'ensemble de l'information : Indice de Position Sociale (Rocher, 2016) ou PCS ménage (Amossé, Cayouette-Remblière, 2022). Pendant longtemps, on a préféré retenir l'information pour une seule personne : le « chef de ménage », la « personne de référence », le « responsable » (De Saint Pol & alii, 2004). Le choix de cette personne pour représenter le groupe a fluctué dans le temps. Deux principes peuvent être privilégiés, comme pour la PCS : un choix « naturel » laissé à l'appréciation du groupe à caractériser, un choix « logique » fondé sur des critères bien définis et de préférence sociologiquement pertinents. Dans le second cas, les critères ont évolué : jusqu'en 2004, pour l'Insee, dans une famille, c'est l'homme qui était désigné comme la personne de référence ; à partir de cette date, c'est le principal apporteur de ressource (<https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1192>).

La DEPP, avant d'écartier la notion dans la dernière version de l'indice de position sociale, a longtemps privilégié le père comme responsable de l'élève. Cependant, il est arrivé que des statistiques soient produites, avec une logique « naturelle » utilisant la PCS du premier responsable déclaré. Nous allons étudier l'impact de ces choix et aussi étudier dans quelle mesure la PCS de deux parents est renseignée (condition d'une mise en œuvre optimale de l'indice de position sociale ou de la CS ménage).

**FIGURE 31 • Responsables déclarés pour un élève selon l'année scolaire**



**Champ :** France, élèves entrants en 6<sup>e</sup>

**Source :** Système d'information sur les élèves du second degré, DEPP.

La désignation du premier responsable a sensiblement changé dans le temps (**FIGURE 31 •**). De 2002 à 2007 (les données antérieures à 2002 n'ont pas conservé les déclarations d'origine : le premier responsable est le père, si sa PCS est renseignée, ce qui est le résultat du retraitement pour harmonisation statistique), un code 0 pour le premier responsable permettait d'indiquer que le père et la mère étaient tous deux responsables de l'élève. De 2002 à 2005, ce code était utilisé dans au moins 70 % des cas : pour 55 à 60 % suivait ensuite la désignation de la mère comme responsable (ce qui suggère que le premier est le père), dans un peu plus de 5 % des cas, suivait le père et pour environ

10 % des cas il n'y avait pas de deuxième responsable désigné. Durant cette période, un peu plus de 5 % des cas utilisent les codes 1 et 2 pour désigner le père et la mère comme responsables, le plus souvent en mettant la mère en premier. Enfin, si on laisse de côté les cas particuliers où le responsable n'est ni le père, ni la mère, qui resteront marginaux sur toute la période<sup>42</sup>, il y a entre 20 et 15 % (en baisse entre 2002 et 2005) de cas où un seul responsable est désigné, là encore, le plus souvent la mère.

Le code 0 posant quelques problèmes d'interprétation (en particulier quand le deuxième responsable n'est pas renseigné, cas en baisse entre 2002 et 2005), il a été décidé sa disparition progressive. Entre 2006 et 2008, il est encore utilisé, mais dans seulement la moitié des cas. Ce sont les déclarations Père puis Mère qui ont surtout pris le relais. C'est encore plus net à partir de 2009, quand le code 0 a complètement disparu : les cas Père+Mère ont représenté de 2009 à 2016 entre 50 % et 60 % des déclarations ; les cas Mère+Père environ 20 %. Si la part des élèves pour lesquels seule la mère a été désignée responsable a peu évolué, celle des pères seuls responsables a nettement augmenté à la rentrée 2009 : c'est exclusivement dans le secteur privé que l'on observe ce phénomène, qui est dû à un problème technique dans les procédures de transmission de l'information.

Le point 2017 est assez atypique, car dans les cas de doubles déclarations les Mère+Père ont complètement disparu. Il faudra vérifier que cela correspond à des contraintes dans le système de gestion et non à une anomalie dans les données enregistrées. A partir de 2018, la situation est exactement inverse : les cas Père+Mère n'existent presque plus. Cela tient sans doute à l'inversement dans l'ordre des modalités pour la désignation des responsables de l'élève de 1-2 pour Père-Mère à 20-10. De même la possibilité de déclarer plus finement les autres cas de responsabilités, a entraîné l'augmentation des codes particuliers (Mère+Autre personne notamment).

Cette première analyse suggère qu'utiliser le premier responsable décrit dans le système de gestion est assez problématique : au fil des années, le « choix » entre le père et la mère a sensiblement évolué ce qui va perturber la comparabilité des données. Même dans une période sans « choc » dans le traitement de l'information, ce choix peut poser problème, car il n'est pas indépendant des caractéristiques de l'élève. Pour le montrer, nous nous sommes restreints à la période 2009-2016, au cours de laquelle il y avait des variations assez fortes dans le choix du premier responsable.

Sur le champ des élèves de 6<sup>e</sup> pour lesquels le père et la mère ont été désignés comme responsables, c'est le père qui est désigné en premier dans les trois quarts de cas (**TABLEAU 83 •**). Ce taux varie en fonction de la profession du père : il atteint 84,3 % quand il est agriculteur et 77,8 % pour les cadres supérieurs et tombe à 72,6 % quand le père est ouvrier et même 59,4 % quand il est inactif. Les écarts selon la profession de la mère sont moins nets, mais il est sans doute préférable de croiser les deux informations, ce que nous ferons plus loin. Le père est beaucoup plus souvent désigné comme responsable dans le privé (mais rappelons que le système d'information traite l'information de façon un peu particulière pour ce secteur). Il y a 1 point d'écart entre les filles et les garçons (les pères sont plus souvent cités en premier pour des garçons) et les pères apparaissent moins souvent en premier en SEGPA.

Il existe aussi de nettes différences selon l'académie de scolarisation (**FIGURE 32 •**). A Paris et sur le pourtour méditerranéen, le taux de pères cités en premier est inférieur à 70 % ; il dépasse 80 % en Bretagne et dans les Pays de la Loire. Il est encore élevé dans le nord et l'est (entre 75 % et 80 %) et inférieur à la moyenne dans le sud-ouest (entre 70 et 75 %). Parmi les DROM, il y a une opposition nette entre les Antilles, où les mères sont citées en premier dans plus de 80 % des cas et la Guyane et La Réunion, où le taux est inférieur à 70 %.

---

<sup>42</sup> Nous ajoutons ici les cas de parents de même sexe, qui mériteront une analyse particulière.

Bien sûr, il y a un lien entre ces informations et la situation de la Bretagne et des Pays de la Loire s'explique par la part importante du secteur privé dans ces académies. Cependant, la plupart des résultats présentés ici persistent dans une analyse « toutes choses égales par ailleurs ».

**TABLEAU 83 • Choix du père comme premier responsable en fonction de quelques caractéristiques.**

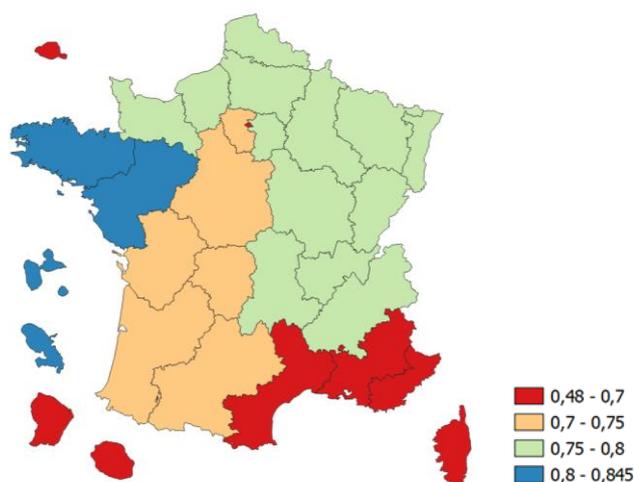
		N	% de Père
	<b>Ensemble</b>	4610303	74,2
CS de la mère	Agriculteur	36216	86,4
	Artisan-commerçant	193058	75,0
	Cadre supérieur	742871	74,1
	Prof. intermédiaire	774668	74,7
	Employé	1555431	73,3
	Ouvrier	431518	73,4
	Retraités	12908	79,3
	Inactifs	863633	75,1
CS du père	Agriculteur	104115	84,3
	Artisan-commerçant	524069	74,5
	Cadre supérieur	980255	77,8
	Prof. intermédiaire	618732	77,4
	Employé	696560	72,9
	Ouvrier	1393390	72,6
	Retraités	52703	75,2
	Inactifs	240479	59,4
Secteur	Public	3972784	70,8
	Privé	637519	95,7
Sexe	Garçons	2349372	74,8
	Filles	2260931	73,6
Type de 6 <sup>e</sup>	Hors SEGPA	4529103	74,3
	SEGPA	81200	69,0

**Champ :** France, élèves entrants en 6<sup>e</sup>

**Source :** Système d'information sur les élèves du second degré, DEPP.

Concernant la CS des parents, pour bien analyser l'impact de celle de la mère, il paraît utile de croiser les deux informations (**TABLEAU 84 •**). En effet, comme l'indique le tableau plus haut, quand la mère est cadre, la part des pères cités en premier est de 74,1 %, la moyenne, supérieur à ce que l'on observe pour des mères ouvrières (73,4 %). Cela tient au fait que les mères cadres sont souvent en couple avec des pères cadres, circonstance favorable à la déclaration du père en premier. Si l'on se restreint aux pères cadres, l'ordre paraît plus « attendu » : le père est cité en premier dans 76,4 % des cas quand la mère est cadre et 76,6 % quand elle est ouvrière et surtout 78,6 % quand elle exerce une profession intermédiaire (cas assez fréquent). Quand le père est ouvrier, il sera cité en premier dans 68,1 % des cas si la mère est cadre contre 73,6 % si elle est ouvrière.

**FIGURE 32 • Choix du père comme premier responsable en fonction de l'académie de scolarisation**



Champ : France, élèves entrants en 6<sup>e</sup>

Source : Système d'information sur les élèves du second degré, DEPP.

**TABLEAU 84 • Choix du père comme premier responsable selon la CS des deux parents**

	CSM\CSP	1	2	3	4	5	6	7	8
1	Agriculteur	90,7	71,7	74,9	78,5	72,3	71,5	74,7	57,7
2	Artisan-co.	78,5	80,2	75,9	75,1	69,8	66,7	70,4	50,3
3	Cadre sup	80,3	71,4	76,4	74,3	70,7	68,1	70,1	54,0
4	Prof. Int.	83,0	71,9	78,6	77,2	73,0	71,3	71,7	52,2
5	Employé	82,5	73,5	77,7	78,0	72,6	71,6	71,7	51,5
6	Ouvrier	83,3	72,1	76,6	79,1	73,2	73,6	72,5	56,9
7	Retraités	88,0	80,3	83,0	82,3	78,6	74,1	79,3	66,4
8	Inactifs	79,4	76,7	83,3	79,9	75,4	75,1	81,8	64,5

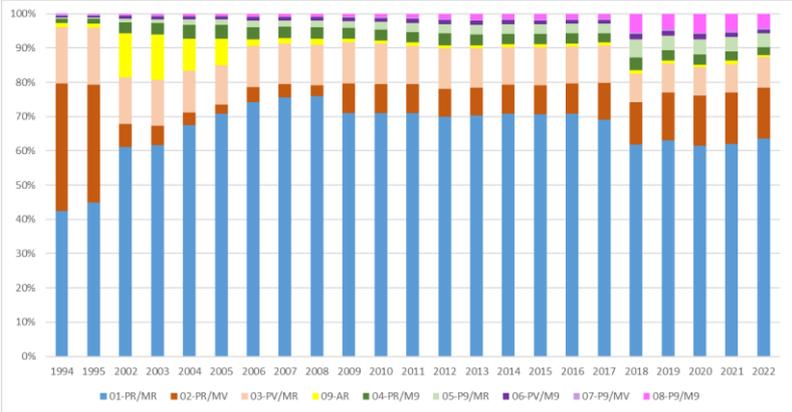
Champ : France, élèves entrants en 6<sup>e</sup>

Source : Système d'information sur les élèves du second degré, DEPP.

Le fait que le père ou la mère soit cité en premier n'est donc pas aléatoire et il paraît un peu risqué de prendre cette déclaration comme référence.

Pour finir, en lien avec les déclarations des responsables, mais aussi avec la qualité du travail de codage de la PCS, nous allons étudier l'évolution du renseignement de la PCS (**FIGURE 33 •**). En 1994, la PCS était renseignée pour les deux responsables dans un peu plus de 40 % des cas. Dans 40 % des cas, seul le père avait une PCS et dans un peu plus de 15 % des cas, seule la mère avait une PCS. En 2002, le taux de double remplissage est passé à 60 % au détriment des cas de PCS uniquement pour le père. Il y avait un taux assez important de PCS renseignées pour le responsable sans assurance sur son sexe, correspondant au code 0 pour le premier responsable non suivi d'information sur le deuxième. Ces cas ont diminué entre 2002 et 2005 et presque disparu ensuite. A partir de 2006, le taux de doubles remplissages atteint 70 %. En 2006, il y a une augmentation des cas de PCS uniquement pour le père, dû à ce que nous avons décrit plus haut dans le privé. En 2018, les taux de doubles remplissages ont baissé pour s'établir autour de 60 % et la part d'élèves pour lesquels aucune PCS n'est connue a atteint un niveau embarrassant (5 %).

**FIGURE 33 • PCS renseignées pour un élève selon l'année scolaire**



**Champ :** France, élèves entrants en 6<sup>e</sup>  
**Source :** Système d'information sur les élèves du second degré, DEPP.

# RÉFÉRENCES DES PUBLICATIONS DE LA DEPP



- Amossé, T. (2013). La nomenclature socio-professionnelle : une histoire revisitée. *Annales. Histoire, Sciences Sociales*, 68, 1039-1075. <https://www.cairn.info/revue--2013-4-page-1039.htm>.
- Amossé, T. & Cayouette-Remblière, J. (2022). A New Nomenclature for French Statistics: The Household PCS. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 532-33, 135-153. doi: 10.24187/ecostat.2022.532.2074.
- Amossé, T., Cayouette-Remblière, J. & Gros, J. (2022). Un schéma de classe d'emploi à la française. *Revue française de sociologie*, 63, 201-255. <https://doi.org/10.3917/rfs.632.0201>
- Baye A. (2005). Entre efficacité et équité : ce que les indicateurs de l'OCDE veulent dire. In M. Demeuse, A. Baye, M.H. Straeteb, J. Nicaise, A. Matoul (dir.). (2005). *Vers une école juste et efficace. 26 contributions sur les systèmes d'enseignement et de formation*. Bruxelles : De Boeck Université, (collection Économie, Société, Région), p. 539-558.
- Ben Ali L., Vourc'h R. (2015). Evolution des acquis cognitifs au collège au regard de l'environnement de l'élève. Constat et mise en perspective longitudinale, *Education & formations*, n°86-87, pp. 211-234.
- Broccolichi, S. & Sinthon, R. (2011). Comment s'articulent les inégalités d'acquisition scolaire et d'orientation ? Relations ignorées et rectifications tardives. *Revue française de pédagogie*, 175, 15-38. <https://doi.org/10.4000/rfp.3017>
- Caille J. P. (2017), Les panels d'élèves de la DEPP : source essentielle pour connaître et évaluer le système éducatif, *Education et formations*, n°95, pp 5-31.
- Cayouette-Remblière, J. & Ichou, M. (2019). Saisir la position sociale des ménages : une approche par configurations. *Revue française de sociologie*, 60, 385-427. <https://doi.org/10.3917/rfs.603.0385>
- Cohen J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, vol. 112, p. 155-159.
- Crahay, M. (2012). *L'école peut-elle être juste et efficace : De l'égalité des chances à l'égalité des acquis*. De Boeck Supérieur. <https://doi.org/10.3917/dbu.craha.2012.01>
- Girard A., Bastide H. (1963), La stratification sociale et la démocratisation de l'enseignement, *Population*, vol 18, pp 435-472.
- Demeuse M., Baye A. (2005). Pourquoi parler d'équité ? In M. Demeuse, A. Baye, M.H. Straeteb, J. Nicaise, A. Matoul (dir.). (2005). *Vers une école juste et efficace. 26 contributions sur les systèmes d'enseignement et de formation*. Bruxelles : De Boeck Université, (collection Économie, Société, Région), p. 150-170.
- De Saint Pol, T., Deney, A. & Monso, O. (2004). Ménage et chef de ménage : deux notions bien ancrées. *Travail, genre et sociétés*, 11, 63-78. <https://doi.org/10.3917/tgs.011.0063>
- Desrosières A., Thévenot L. (1979). Les mots et les chiffres : les nomenclatures socio-professionnelles. *Economie et statistique*, n°110, Avril 1979. [https://www.persee.fr/doc/estat\\_0336-1454\\_1979\\_num\\_110\\_1\\_4260](https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1979_num_110_1_4260)

- Grobon S, Panico L, Solaz A. (2019). Inégalités socioéconomiques dans le développement langagier et moteur des enfants à 2 ans. *Bull Epidemiol Hebd.*;n°1, pp 2-9.  
[http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2019/1/2019\\_1\\_1.html](http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2019/1/2019_1_1.html)
- Jaspard M.L. (2007). Le recueil des professions et catégories sociales des parents des élèves dans le système d'information du second degré, *Educations & formations*, n°74, 9-18.
- Levasseur J. Seibel J. (1983). Apprentissages (les) instrumentaux et le passage du cours préparatoire au cours élémentaire, *Education & formations*, n°2.
- Marchand O., Thélot C. (1991). *Deux siècles de travail en France*, Etudes, Insee,  
<https://www.bnsp.insee.fr/ark:/12148/bc6p06x16jw.r=DEUX%20SI%C3%88CLES%20DE%20TRAVAIL%20EN%20FRANCE?rk=21459;2>
- Merle P. (2013) La Catégorie socio-professionnelle des parents dans les fiches administratives des élèves - Quelles limites ? Quels usages ?, *Socio-logos*, n°8. <https://journals.openedition.org/socio-logos/2719>
- Merllié D. (2000). La confrontation de deux sources d'information sur la catégorie socioprofessionnelle des parents d'élèves, *Population*, 55, 1, p. 181-188. DOI : [10.2307/1534770](https://doi.org/10.2307/1534770)
- Meuret D. et Lambert M. (2011). La dégradation de l'équité de l'école française dans les années 2000, *Revue française de pédagogie*, 177
- Monso O., Fougère D., Givord P., Pirus C. (2019). Les camarades influencent-ils la réussite et le parcours des élèves ? : les effets de pairs dans l'enseignement primaire et secondaire, *Education & Formations* n°100, 23-52.
- Murat, F. (2021). Inequalities in Skills at the End of Education. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 47-61. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6005363?sommaire=6005379>
- Oeuvarard F. (2007). Quelques repères historiques, *Educations & formations*, n°74, 9-18.
- Pierru, E. & Spire, A. (2008). Le crépuscule des catégories socioprofessionnelles. *Revue française de science politique*, 58, 457-481. <https://doi.org/10.3917/rfsp.583.0457>
- Place D. et Vincent B. (2009), L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômes et les compétences, *Économie et Statistique*, n°424-425, 125-147.  
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377017/ES424-425G.pdf>
- Poulet-Coulimando P. (2007). Le « milieu social » des collégiens : confrontation des sources, *Educations & formations*, n°74, 9-18.
- Reuchlin, M. (1958). Enquête nationale dans les classes de cours moyen 2e année. 1. L'état des connaissances et la candidature à l'entrée en 6e. *B.I.N.O.P.*, 1958, 14, numéro spécial, 21-97.
- Reuchlin, M. et Bacher, F. (1964). Enquête sur l'orientation à la fin du premier cycle secondaire. *I.N.O.P.*, décembre 1964, (ronéotypé).
- Rocher T. (2015a). Évolution des inégalités sociales de compétences : une synthèse. *Note pour le CNESCO*. [https://www.cnesco.fr/wp-content/uploads/2017/02/16-rocher\\_.pdf](https://www.cnesco.fr/wp-content/uploads/2017/02/16-rocher_.pdf)
- Rocher T. (2015b). Mesure des compétences : méthodes psychométriques utilisées dans le cadre des évaluations des élèves. *Education & formations*, n°86-87, pp 37-60.
- Rocher T. et Trosseille B. (2015). Les évaluations standardisées des élèves : perspective historique, *Education & formations*, n°86-87, pp 15-35
- Rocher T. (2016). Construction d'un indice de position sociale des élèves. *Education & Formations*, n°90, 5-28
- Seibel C. (1984). Genèses et conséquences de l'échec scolaire. *Revue française de pédagogie*, volume 67, 1984. pp. 7-28, doi : <https://doi.org/10.3406/rfp.1984.1571>
- Seyns B. (1996). L'évolution sociale de la population active, Insee Première, n°434,  
<https://www.bnsp.insee.fr/ark:/12148/bc6p0703c8x?rk=64378;0>

Soulié, C. (2000). L'origine sociale des collégiens et des lycéens en France : une analyse des conditions sociales de production de la statistique. *Population*, 55, 169-180.

<https://www.cairn.info/revue--2000-1-page-169.htm>.

Stéfanou A. (2016). L'éducation prioritaire : État des lieux. *Note d'information*, n°13.07.

Thélot C. (1992). Que sait-on des connaissances des élèves ? *Les dossiers d'Éducation & formations*, n°17, MEN-DEP.

**Retrouvez les travaux de la DEPP sur  
[education.gouv.fr/etudes-et-statistiques](https://education.gouv.fr/etudes-et-statistiques)**

### **Publications et archives**

Retrouvez toutes les publications et archives de la DEPP sur  
**[archives-statistiques-depp.education.gouv.fr](https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr)**

### **Jeux de données en open data**

Retrouvez tous les jeux de données de la DEPP en open data sur  
**[data.education.gouv.fr](https://data.education.gouv.fr)**