



HAL
open science

L'accroissement de l'effet de l'origine sociale sur la performance scolaire : par où est-il passé ?

Marielle Le Mener, Denis Meuret, Sophie Morlaix

► To cite this version:

Marielle Le Mener, Denis Meuret, Sophie Morlaix. L'accroissement de l'effet de l'origine sociale sur la performance scolaire : par où est-il passé?. *Revue française de sociologie*, 2017, 85 (2), pp.207-232. halshs-01562181

HAL Id: halshs-01562181

<https://shs.hal.science/halshs-01562181>

Submitted on 20 Apr 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

L'accroissement de l'effet de l'origine sociale sur la performance scolaire : par où est-il passé ?

Marielle LE MENER Denis MEURET Sophie MORLAIX

Article paru dans la Revue française de sociologie, vol. 58, n° 2, 2017,
p. 207-232

Résumé. L'ampleur considérable des inégalités sociales de performances scolaires interroge fortement l'équité de l'école. Nous cherchons, dans ce travail, à mettre en lumière les facteurs de l'accroissement récent de ces inégalités par le biais d'indicateurs disponibles dans les données des enquêtes PISA (2003 et 2012). Nous étudions d'abord l'évolution des différentes composantes de l'indicateur multicritère par lequel l'OCDE mesure le plus souvent le milieu social. Ensuite, nous modélisons, par une analyse en pistes causales, la décomposition de l'effet du statut professionnel des parents sur les performances afin de saisir par quoi il transite. Sont mobilisés des facteurs externes et des facteurs internes à l'école. Notre analyse souligne la responsabilité de l'école dans l'accroissement des inégalités scolaires dans le sens où l'école convertit, davantage qu'auparavant, des inégalités sociales qui, elles, ont peu évolué, en inégalités d'apprentissage. En témoignent, entre autres, le rôle de la ségrégation entre établissements ou encore de facteurs culturels, en particulier l'importance de la possession de livres au domicile familial.

Mots-clés : INÉGALITÉS SOCIALES – PERFORMANCE SCOLAIRE
– ÉQUITÉ – PISA – INÉGALITÉS D'APPRENTISSAGE

Après la parution du rapport PISA 2012, le 3 décembre 2013, le journal *Le Monde* a titré « La France, championne du monde des inégalités ». De fait, l'édition 2012 de PISA montre que, dans les trois domaines évalués (mathématiques, compréhension de l'écrit, sciences), les inégalités de performance entre élèves forts et faibles sont significativement plus fortes en France que dans la moyenne des pays de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE), parce que les élèves forts y sont plus forts et, plus encore, parce que les élèves faibles y sont plus faibles.

Mais le diagnostic du *Monde* se fondait surtout sur les inégalités sociales de performance. En effet, elles sont élevées en France, très élevées selon certains indicateurs. Dans la note sur la France pour PISA 2012, l'OCDE relève que « l'augmentation d'une unité de l'indice PISA de statut économique, social et culturel¹ entraîne une augmentation du score de mathématiques de 39 points en moyenne dans les pays de l'OCDE, et de 57 points en France, soit l'augmentation la plus marquée de tous les pays de l'OCDE² [...] et même des 65 pays de l'enquête PISA, à l'exception de Taïpei » (2013c, p. 2). Ce qui est vrai des mathématiques l'est aussi pour la moyenne des scores des trois domaines évalués par PISA (Monseur et Baye, 2015, p. 17). Cette situation est relativement récente. Lors des deux premières éditions de PISA (2000, 2003), les inégalités sociales étaient, en France, proches de leur valeur moyenne dans l'OCDE. Elles ont augmenté entre PISA 2003 et PISA 2006 dans les trois domaines mesurés par PISA (l'impact de l'environnement familial sur le score augmente de 3 points pour l'écrit et de 8 points pour les mathématiques), en même temps que se dégradaient d'autres indicateurs d'équité (par exemple, le premier décile de la distribution des scores baisse de 21 points en compréhension de l'écrit, de 20 points en mathématiques³, voir Meuret et Lambert, 2011). Depuis 2006, le niveau des élèves les plus faibles s'est à peu près stabilisé mais l'impact du statut social a continué d'augmenter (+ 6 points en mathématiques, + 10 points en compréhension de l'écrit). Entre 2000 et 2012, la corrélation entre le milieu social et la moyenne des performances dans les trois domaines de PISA a augmenté en France davantage que dans tout autre pays de l'OCDE, à égalité avec l'Autriche (Monseur et Baye, 2015).

Cet article porte sur les facteurs de l'accroissement des inégalités sociales qui affectent les compétences en mathématiques entre 2003 et 2012, tels que PISA les mesure. Les mathématiques étant le domaine

¹ Voir plus loin la définition de cet indice

² Cette note mobilisait les premiers résultats de PISA 2012. D'après le rapport final de l'OCDE (2013b), un pays (la Nouvelle-Zélande, 58) fait peut-être pire que la France

³ Les scores PISA sont mesurés sur une échelle dont la moyenne est 500 et l'écart type 100, telle qu'en moyenne un élève augmente son score de 40 points en un an de scolarité.

évalué de façon prédominante ces années-là, la mesure de l'évolution des performances entre ces deux dates repose en effet sur des bases plus robustes dans ce domaine que dans les deux autres.

Nous présentons d'abord la façon dont est mesurée l'influence du milieu social sur la performance dans l'enquête PISA, puis l'accroissement de cette influence entre 2003 et 2012. Nous nous interrogeons ensuite sur la façon dont on peut expliquer cet accroissement en nous demandant quelles caractéristiques de la scolarité des élèves ou de leur milieu social, parmi celles que mesure PISA, pourraient en être responsables et de quelle façon. En d'autres termes, par où l'accroissement des inégalités sociales est-il passé ?

La mesure de l'influence de l'origine sociale dans PISA

ENCADRÉ 1. – *L'enquête PISA*

Le Programme international de suivi des acquis des élèves (PISA) est une évaluation internationale menée tous les trois ans depuis 2000 dans les pays de l'OCDE et dans d'autres pays ou régions partenaires (en tout, 41 en 2003 et 65 en 2012). PISA, selon l'OCDE (2013a, p. 19 et sq.), « analyse dans quelle mesure les élèves qui approchent de la fin de la scolarité obligatoire (qui ont entre 15 ans et 3 mois et 16 ans et 2 mois à la date de l'évaluation) possèdent certaines des connaissances et compétences essentielles pour participer pleinement à la vie de nos sociétés modernes, en particulier en mathématiques, compréhension de l'écrit et sciences ». En 2012, l'échantillon de la France comptait 5 700 élèves, dont 3 % en 1re générale et technologique, 55 % en 2de GT, 11 % en 2de professionnelle, 28 % en 3e, 2 % en 4e et 2 % ailleurs (MEN-DEPP, 2013a). À chaque édition, les trois domaines sont évalués, mais l'un est mesuré de façon particulièrement approfondie. Cet article étudie l'évolution des performances en mathématiques entre les deux éditions, 2003 et 2012, où elles étaient le domaine majeur. En ce domaine, PISA mesure « l'aptitude à formuler, employer et interpréter des mathématiques dans différents contextes, soit la faculté de raisonnement mathématique, ainsi que la capacité à utiliser des concepts, procédures, faits et outils mathématiques pour décrire, expliquer et interpréter des phénomènes ».

PISA mobilise deux indicateurs (*ISEI* et *IESCS*) pour apprécier le milieu social de l'élève, et l'on peut mesurer le lien de chacun avec la performance de l'élève par deux grandeurs différentes (force et pente). C'est donc quatre grandeurs, liées mais non identiques, que l'on peut mobiliser pour mesurer l'influence du milieu social sur la performance des élèves.

ISEI et IESCS

PISA mesure le milieu social de l'élève au moyen de deux indices. Le premier, l'index international de statut socio-économique, l'*International Socio-Economic Index (ISEI)* mesure le statut professionnel des parents par leur position sur une échelle qui classe les professions exercées en fonction du niveau d'éducation qu'elles requièrent et des revenus qu'elles procurent (Ganzeboom, 2010). Sont disponibles celui du père, de la mère, et, celui que nous utiliserons, *HISEI*, le statut professionnel le plus élevé entre les deux parents.

Le second, l'*Index of Economic, Social and Cultural Status (IESCS)*, beaucoup plus utilisé par l'OCDE que le premier, est un indice composite, regroupant le statut le plus élevé (*HISEI*) des deux parents, le niveau d'éducation le plus élevé (*PARED*) des deux parents et les possessions du ménage pouvant aider la réussite scolaire de l'élève (*HOMEPOS*). Ces possessions sont elles-mêmes mesurées par quatre construits : les possessions traduisant la richesse matérielle du ménage (*WEALTH*), ses possessions culturelles (*POSCULT*), le nombre de ses livres (*BOOKS*) et les biens susceptibles d'aider l'enfant dans ses apprentissages (*HEDRES*)⁴.

Alors qu'*ISEI* mesure le statut socioprofessionnel des parents, *IESCS* prend en compte, au-delà de ce statut, la plupart des facteurs familiaux qui peuvent aider l'élève dans ses apprentissages. *IESCS* repose sur l'idée qu'un système scolaire est d'autant plus juste que l'ensemble de ces facteurs n'ont pas d'impact sur la performance, donc que ce système réussit à compenser les sources externes d'inégalité, à s'approcher d'un idéal méritocratique : l'élève ne doit pas sa réussite à des conditions familiales ou sociales plus ou moins favorables, ou au fait que ceux qui bénéficient de ces conditions bénéficieraient aussi de meilleures conditions d'enseignement⁵, mais à son seul mérite, ou, si l'on préfère, à ses propres choix (d'être attentif et persévérant, de travailler dur, etc.). En ce sens, on peut penser qu'*IESCS* s'inspire des théories de la justice qui considèrent que les inégalités sont justifiées seulement si elles procèdent des « choix » de l'individu et non des « circonstances » dans lesquelles il se trouve (deux versions différentes de cette distinction sont proposées par Arneson, 1989 et Roemer, 2000). Cependant, cet indicateur pose certains problèmes. D'abord, il étend le principe de responsabilité à des personnes – de très jeunes gens – auxquelles il est peut-être difficile de l'appliquer. Ensuite, il est critiquable du point de vue de la justice sociale : une société où des enfants d'ouvriers peuvent

⁴ On trouvera en Annexe une présentation détaillée de ces construits

⁵ C'était le cas en France même avant que n'augmente l'influence du milieu familial sur la performance (Grisay, 1997).

réussir à l'école grâce aux conditions familiales que leurs parents leur procurent au prix de certains sacrifices est plus juste qu'une société où cela n'arrive jamais. *ISEI*, lui, s'inspire simplement de l'idée que le statut professionnel des parents ne doit pas influencer sur la réussite scolaire de leurs enfants, ce qu'on peut considérer comme ce que requiert de l'école « l'égalité équitable des chances » de John Rawls (1988, p. 104). On peut aussi rattacher *ISEI* à la lutte contre la reproduction sociale (Bourdieu et Passeron, 1964). Privilégier *ISEI* plutôt que *IЕСSС* revient à considérer que, si l'effet positif des possessions culturelles à la maison sur les apprentissages pose problème du point de vue de la justice, c'est moins en tant que tel que dans la mesure où ces possessions sont corrélées avec la position sociale et parce que, dès lors, leur effet favorise la reproduction sociale. On peut donc estimer que, du point de vue de la justice de l'école et de celle de la société, la baisse de l'effet d'*ISEI* sur les performances scolaires est un objectif préférable à celui de la baisse de l'effet d'*IЕСSС*. Les autres composantes de l'effet *IЕСSС*, comme d'ailleurs toute autre variable décrivant les ressources du foyer, restent dans ce cas pertinentes, mais dans une autre optique, celle de savoir par où passe l'effet du statut professionnel des parents.

Force et pente

Le lien entre ces indices (*ISEI* et *IЕСSС*) et la performance s'apprécie à travers une régression de la seconde sur les premiers, régression dont deux grandeurs rendent compte, corrélées mais loin de l'être de façon absolue⁶ (Kaskpaik et Rocher, 2011). La première est la variance de la performance expliquée par l'indice. Elle indique ce qu'on peut appeler, avec l'OCDE, la *force* du lien entre le milieu social et la performance, soit, plus précisément, dans quelle mesure *IЕСSС* prédit la performance, dans quelle mesure donc il est impossible d'échapper au déterminisme social. La seconde est la *pente* de la droite de régression. Elle indique l'ampleur de l'amélioration moyenne de la performance pour un accroissement donné de l'indice. Si une politique diminue la *force* du lien entre une variable et le score, elle diminue le pouvoir déterminant de cette variable, si elle diminue la *pente* de ce lien, elle diminue l'effet inégalitaire moyen de cette variable.

Malgré la corrélation qui existe entre force et pente, on peut imaginer un système scolaire où le milieu social prédirait fortement la performance en même temps que l'accroissement de la performance quand l'indice augmente serait relativement faible. C'est le cas, par exemple, du Portugal ou du Costa Rica, alors que l'Australie présente la configuration inverse (OCDE, 2013b, p. 35).

6 De façon transversale, entre les pays de l'OCDE, à PISA 2012, le coefficient de corrélation entre elles est de 0,61 (OCDE, 2013b, p. 38).

Selon l'OCDE, force et pente suggèrent des politiques différentes pour lutter contre les inégalités sociales. Une relation *forte* doit plutôt donner lieu à des politiques ciblées sur les élèves ou les écoles socialement désavantagées (du type politiques d'éducation prioritaire). Plus la relation est *pentue*, plus la différence de score entre élèves de milieu social différent est élevée. En ce cas, surtout si par ailleurs la force de la relation est relativement faible, il faut privilégier des politiques visant à améliorer le niveau des plus faibles de tous milieux sociaux (du type : « tous les élèves doivent maîtriser le socle commun de compétences, de connaissance et de culture »)⁷. Dans un pays comme la France, où les deux indicateurs sont mauvais⁸, il faut faire les deux (OCDE, 2013b, p. 110), avec peut-être un accent particulier sur les politiques en faveur des élèves faibles puisque le rang de la France est encore pire pour la pente que pour la variance expliquée et que, dans la période récente, on le verra, la pente de la relation augmente davantage que sa force.

Pour tenter de repérer les facteurs qui sont à l'origine de l'augmentation des inégalités sociales de performance en mathématiques entre 2003 et 2012, nous mobiliserons ces quatre approches (force et pente, *IESCS* et *HISEI*) en essayant, à chaque fois, de comprendre ce qui est à l'origine de l'augmentation. Nous commençons par documenter l'évolution de ces indices entre 2003 et 2012.

L'augmentation des inégalités sociales de performances en mathématiques entre 2003 et 2012

En France, le lien entre le milieu social et la performance en mathématiques augmente de 2003 à 2012, qu'on mesure cette augmentation par l'effet d'*IESCS* ou d'*HISEI*, par la force ou la pente du lien (Tableau 1).

7 L'OCDE ne le dit pas mais une politique visant à diminuer les privilèges des meilleurs élèves (par exemple, la suppression des classes bilingues) convient aussi en ce cas.

⁸ En 2012, pour les mathématiques, la France fait partie des quatre pays de l'OCDE où, à la fois, la force et la pente sont pires que la moyenne OCDE. Les trois autres sont la Hongrie, la Slovaquie et la Nouvelle-Zélande (OCDE, 2013b, p. 110)

TABLEAU 1. – L'augmentation de l'effet du statut professionnel et du milieu familial sur les performances en mathématiques d'après PISA

	Effet <i>HISEI</i>			Effet <i>IESCS</i>		
	2003	2012	Différence 2012-	2003	2012	Différence 2012-
Force (variance)	13,8 %	16,6 %	2,8	20,3 %	22,5 %	2,2 (ns)
Pente	32	38	6	43	57	14

Source : Pour *IESCS*, OCDE (2013b), *statlinks* des figures des pages 57-58. Pour *HISEI*, calcul des auteurs.

Note : Les trois évolutions significatives figurent en gras.

Cette augmentation de nos quatre indices d'inégalité sociale, significative pour trois d'entre eux, est particulièrement préoccupante pour deux raisons :

- Entre les mêmes dates, dans la moyenne des pays de l'OCDE, ces inégalités sont restées stables ou ont diminué⁹. Il semble donc qu'on ne puisse pas rendre responsable de leur évolution en France une évolution commune aux sociétés développées ou à leurs systèmes scolaires.
- Selon les rapports PISA 2012 (OCDE, 2013b, p. 210), en France, la proportion des élèves de 15 ans scolarisés est passée de 100 % en 2003 à 95 % en 2012, baisse la plus importante de l'OCDE après l'Italie¹⁰. En supposant que tous les élèves sortis auraient eu un score très faible, l'OCDE calcule pour la France un score moyen corrigé de 488 au lieu de 495. Si en outre nous supposons que ces sortis appartiennent aux catégories sociales défavorisées, la mesure des inégalités sociales par PISA est sousestimée par l'effet de ces sorties.

D'autres enseignements sont à tirer du Tableau 1. La pente de l'effet *IESCS* augmente davantage que celle de l'effet *HISEI*, qui en est une des composantes. Cela peut indiquer soit que l'effet d'une au moins des autres composantes d'*IESCS* a augmenté davantage que celui d'*HISEI*,

⁹ Par exemple, l'accroissement de la probabilité que la performance d'un élève se situe dans le quart inférieur quand son indice *IESCS* est dans le quart inférieur a diminué de 0,12 en moyenne dans l'OCDE et a augmenté de 0,22 en France (OCDE, 2013b, p. 186).

¹⁰ Selon les statistiques du Ministère, le taux de scolarisation à 15 ans hors apprentissage (PISA ne prend pas en compte les apprentis) est passé de 97,3 % en 2002-2003 (MEN-DEPP, 2004, p. 18) à 94,7 % en 2011-2012, les 95 % du tableau de l'OCDE (MEN-DEPP, 2013b, p. 25). Une part de cette baisse s'explique par l'accroissement de l'apprentissage (+ 2,6 points) une autre (0,8 point), semble-t-il, par des élèves qui ne sont ni scolarisés, ni en apprentissage

soit que la convergence entre les composantes d'*IESCS* s'est accrue (par exemple, les élèves dont un des parents a un statut professionnel élevé auraient plus de chances en 2012 qu'en 2003 d'avoir aussi un parent, le même ou l'autre, qui a fait de longues études).

La pente du lien augmente davantage que sa force, pour *HISEI* (le statut professionnel des parents) et pour *IESCS* (l'environnement familial)¹¹. L'augmentation de la force est d'ailleurs inférieure au seuil de significativité pour *IESCS*, alors que la France est le pays de l'OCDE où la pente de la droite de régression a augmenté le plus¹². Cela signifie que le nuage de points de la régression ne s'est pas rétréci, mais qu'il s'approche davantage de la verticale. Autrement dit, en 2012, l'origine sociale d'un élève ne permet pas de prédire beaucoup plus sa performance qu'en 2003, mais, en moyenne, entre élèves d'origines sociales favorisée et défavorisée, l'écart s'est creusé, considérablement selon *IESCS*, un peu moins selon *HISEI*.

Nous étudions maintenant par où est passée l'augmentation que nous venons de décrire, d'abord, brièvement, si elle a affecté également les élèves favorisés et défavorisés, puis, plus en détail, quels facteurs peuvent l'expliquer.

Quels élèves sont-ils concernés ?

La pente représente de façon linéaire le lien entre origine sociale et performance. Mais il y a quelques chances que la relation réelle ne soit pas tout à fait linéaire, que les élèves les plus défavorisés ou au contraire les plus favorisés aient été davantage affectés par cette évolution. Les publications de l'OCDE mettent en évidence une non-linéarité, visible à travers l'évolution des scores en mathématiques des différents quarts d'*IESCS*. Le Tableau 2 les retrace pour la France.

TABLEAU 2. – Évolution de la performance en mathématiques, par quart de l'échelle IESCS

	2003	2012	Différence 2012-2003
Inférieur	461 (4,9)	442 (3,8)	- 19
Intermédiaire inférieur	495 (4,2)	476 (3,1)	- 19

¹¹ En 2015 encore, pour les sciences, la situation française est pire pour la pente (aucun pays OCDE ne fait pire) que pour la force (deux pays font pire, Hongrie et Luxembourg) (OCDE, 2016b, p. 402)

¹². *Statlink* de la figure page 57 (OCDE, 2013b). Cela est cohérent avec le fait que la variance des scores de mathématiques a augmenté de 13 % en France entre 2003 et 2012 (de 8 410 à 9 500) tandis qu'elle a baissé de 4 % en moyenne dans les pays de l'OCDE (8 801 à 8 410), avec comme résultat que seuls quatre pays de l'OCDE présentent en 2012 une variance nominale supérieure à celle de la France (OCDE, 2013b, p. 197 et sq.).

Intermédiaire supérieur	526 (9,5)	511 (4,1)	- 15
Supérieur	565 (3,7)	561 (4,0)	- 4

Source : OCDE (2013b).

Le Tableau 2 montre qu'en effet l'évolution n'est pas linéaire. L'évolution singulière est celle du quart supérieur de l'échelle *IESCS*. La performance des trois quarts inférieurs a baissé dans des proportions comparables et celle du quart supérieur beaucoup moins, avec comme résultat que, en 2012, alors que la performance du quart inférieur d'*IESCS* est inférieure de 10 points à la moyenne de l'OCDE, celle du quart supérieur lui est supérieure de 19 points (OCDE, 2013b, p. 185) et que l'indice de curvilinearité (qui mesure l'accélération des inégalités au profit des plus favorisés) est de 4,3 en France contre 0,8 en moyenne dans les pays de l'OCDE. En forçant un peu le trait, l'accroissement des inégalités sociales serait donc passé par le fait que le quart le plus favorisé des élèves aurait été épargné par une baisse des performances qui aurait touché tous les autres.

Par quels facteurs l'accroissement des inégalités sociales est-il passé ?

On le sait, l'origine des inégalités sociales de performances scolaires – d'abord mesurées par les carrières ou par le plus haut diplôme atteint – est une question classique de la sociologie de l'éducation, à laquelle d'abord des théories, puis des travaux empiriques, ont cherché à répondre. Ces travaux nous ont aidés à identifier les variables qui pouvaient avoir eu une influence sur l'accroissement des inégalités de performances. Il fallait pour cela qu'on ait repéré un effet de ces variables sur les inégalités, mais aussi qu'elles aient évolué de façon sensible entre les périodes de scolarité de nos deux populations, celles de PISA 2003 et de PISA 2012. Nous présentons rapidement ce travail d'identification, avant de procéder à deux analyses, l'une qui décompose l'effet d'*IESCS* en ses composantes, l'autre qui s'interroge sur les voies qu'emprunte l'effet d'*HISEI*.

Les réponses des théories sociologiques ont incriminé, entre autres, l'école elle-même (l'école trie sur une culture qu'elle n'enseigne pas, accusaient Pierre Bourdieu et Jean-Claude Passeron, 1964), ou les inégalités de dispositions, d'ambition, de ressources culturelles ou langagières des élèves (Bernstein, 1975 ; Bourdieu, 2000), ou encore les inégalités devant la dépense d'investissement scolaire (Boudon, 1973). Les travaux plus récents portent davantage sur des variables à portée de politiques publiques, en particulier sur la structure des systèmes scolaires et les politiques éducatives.

En comparant des pays où ces inégalités sont plus ou moins fortes, Marie Duru-Bellat, Nathalie Mons et Bruno Suchaut (2004) observent,

entre les inégalités sociales de performance et certains *dispositifs* scolaires, un lien positif (les filières, le redoublement, la décentralisation administrative, le choix de l'école, etc.), un lien négatif (la définition nationale des examens et des programmes) ou encore une absence de lien (l'autonomie pédagogique des établissements). Xavier Dumay *et al.* (2010) et Christian Monseur et Marcel Crahay (2008) ont mis en évidence que l'inégalité des performances scolaires était plus forte dans les pays où la *ségrégation* sociale ou scolaire entre les établissements était plus forte. On avait montré auparavant que rassembler des élèves faibles dans des *classes* « de niveau » nuisait en réalité à leurs performances scolaires (Duru-Bellat et Mingat, 1997 ; Grisay, 1997). Noémie Le Donné (2014) met aussi en évidence, à partir d'une comparaison entre plusieurs pays des inégalités sociales de performance de PISA 2000 à PISA 2009, le rôle de paramètres institutionnels : les filières précoces, les écoles publiques sélectives et les écoles privées payantes accroissent les inégalités.

D'autres travaux empiriques, plutôt d'économistes, ont évalué *les politiques* qui visent à réduire les inégalités sociales en améliorant l'offre scolaire dans les zones les plus pauvres (les zones d'éducation prioritaire, puis les Réseaux ambition réussite) ou en y offrant des services particuliers aux élèves les plus faibles (Programmes de réussite éducative, depuis 2005). Malheureusement, les évaluations de ces politiques conduisent à un jugement réservé ou négatif sur leur efficacité (Benabou *et al.*, 2004, pour les ZEP ; Caille *et al.*, 2016, pour les RAR ; Bressoux *et al.*, 2016, pour les Programmes de réussite éducative).

On l'a dit, pour que ces variables puissent expliquer la hausse des inégalités sociales entre PISA 2003 et PISA 2012, il faut qu'elles aient évolué entre les périodes de scolarité de nos deux populations. Le plus simple pour le savoir, mais cela demande que la variable soit recueillie par PISA, est de comparer les populations des deux échantillons PISA¹³. L'évolution de la composition scolaire de l'échantillon PISA en France entre 2003 et 2012 ne témoigne pas d'un accroissement de la proportion des élèves placés dans une *filière* moins favorable à leur progression. Le déterminant majeur de cette évolution est la baisse du *redoublement*, qui se traduit par celle de la proportion des élèves de l'échantillon scolarisés en 4^e et en 3^e (- 9 points) et par une hausse des élèves scolarisés en 2^{de} générale (+ 4,9

¹³ En ce qui concerne les variables non recueillies par PISA, on peut, de façon plus approximative, s'interroger sur l'évolution de la situation entre 1998-1999 et 2007-2008, années scolaires où la majeure partie des élèves de nos deux cohortes, les élèves à l'heure, étaient en 4^e, niveau qu'on retiendra pour représenter les conditions rencontrées au cours des quatre ans de collège, eux-mêmes retenus comme la période où se décide le plus le niveau de l'élève aux épreuves PISA

points) et en 2^{de} professionnelle (+ 3,4 points). En particulier, la proportion d'élèves de l'échantillon PISA scolarisés dans des classes de 3^e regroupant les élèves les plus faibles (SEGPA, technologiques et d'insertion en 2003, SEGPA et classes préparatoires à l'apprentissage en 2012) a baissé de 7,7 % à 2,3 % (MEN-DEPP, 2013a). L'évolution des structures de l'enseignement entre nos deux cohortes a donc été plutôt favorable à la *baisse* des inégalités.

Les *examens* et *concours* et les *programmes* ont continué d'être définis au niveau national, et la dévolution de compétences aux rectorats ou aux régions n'a pas sensiblement évolué entre 1998 et 2008.

Deux types de *ségrégation sociale* peuvent avoir creusé les inégalités sociales de performance, entre classes et entre établissements. On l'a vu, la ségrégation due à l'existence de classes proposant des programmes spécifiques aux élèves les plus faibles, de filières à l'intérieur des établissements, en quelque sorte, a plutôt diminué. Cependant, une ségrégation entre classes offrant le même programme, au primaire comme au collège, a pu s'accroître. Nous ne connaissons aucun travail sur cette évolution. En revanche, les travaux sur la ségrégation entre établissements sont nombreux. Nombre d'entre eux ont diagnostiqué depuis longtemps une hausse de la ségrégation sociale entre établissements scolaires dans certaines zones urbaines. Cependant, pour la période 1997-2006, au niveau national, Danièle Trancart (2011) observe, sur la base de l'indice de dissimilarité (la proportion d'élèves qui devraient changer d'établissement pour que l'on arrive à une absence de ségrégation), une stabilité de la ségrégation sociale des élèves défavorisés et une « légère accentuation » de celle des élèves « très défavorisés » dans les collèges publics. En 2007, la carte scolaire a été assouplie. Selon Gabrielle Fack et Julien Grenet (2012), les effets de cet assouplissement sur la composition sociale et scolaire des lycées et collèges publics ont été

« relativement modestes ». Son Thierry Ly et Arnaud Riegert (2016) constatent aussi une stabilité de la ségrégation sociale dans les collèges pour les cohortes ayant passé le brevet entre 2006 et 2014. En revanche, Pierre Merle (2012, p. 101) observe que, entre 2006 et 2010, l'indice moyen de dissimilarité des collèges (privés et publics) des dix plus grandes villes françaises a augmenté de 1,5 point (de 43,1 % à 44,6 %). Cette augmentation suggère qu'il est possible que, au cours de leurs années de collège, une partie des élèves de la cohorte de PISA 2012 aient connu une ségrégation plus forte que celle de la cohorte de PISA 2003¹⁴, ce pourquoi nous essaierons d'en mesurer l'impact à travers les données PISA.

Les résultats de toutes ces recherches engagent à chercher

¹⁴ Rappelons que PISA porte sur les établissements privés et publics.

l'explication de l'augmentation récente des inégalités sociales de scores PISA moins dans l'ampleur des politiques en faveur des élèves défavorisés ou dans l'évolution des structures du système scolaire que dans le quotidien des classes. L'approche que nous proposons fait donc la part belle aux variables qui décrivent l'ordinaire des classes. Nous étudions maintenant l'action des différentes composantes d'*IESCS* pour comprendre pourquoi l'influence de cet indice, surtout sa pente, a augmenté dans les proportions que nous avons vues ci-dessus.

Le Tableau 3 montre l'évolution de l'effet des différentes composantes d'*IESCS* sur le score de mathématiques entre 2003 et 2012. Il présente l'effet brut, isolé, de chacune des trois composantes de l'*IESCS* (*HISEI*, *PARED*, *HOMEPOS*) ainsi que celui des sous-composantes de *HOMEPOS*. Il faut noter que cet effet procède à la fois de deux grandeurs que nous distinguerons plus tard : l'inégalité et l'élasticité. Autrement dit, à ce stade, nous ne savons pas si l'augmentation de la variance expliquée par les possessions culturelles (*CULTPOS*) entre 2003 et 2012 tient à ce que l'inégalité sociale de ces possessions s'est creusée entre 2003 et 2012 ou à ce que les bénéficiaires de possessions culturelles bénéficient aussi, davantage en 2012 qu'en 2003, de meilleures conditions d'enseignement.

Selon ce tableau, en 2012, les composantes d'*IESCS* les plus prédictives du score de mathématiques (sa force) sont *HISEI* et *HOMEPOS*, et l'effet de cette dernière vient d'abord de celui du nombre de livres à la maison et des possessions culturelles, ce qui montre l'importance de la dimension culturelle dans la genèse des inégalités sociales¹⁵. L'augmentation de la force de l'effet d'*IESCS* entre 2003 et 2012 n'est pas significative. Il semble que cela procède d'évolutions contrastées de la force de l'effet de ses différentes composantes : celui de *HISEI* et *PARED* augmente, mais celui de *HOMEPOS* diminue, lui-même à cause d'évolutions opposées, positives pour le nombre de livres à la maison et pour les possessions culturelles, négative pour les ressources éducatives.

¹⁵ En 2012, l'écart de score de mathématiques entre les élèves qui déclarent avoir chez eux des livres de poésie et les autres est de 60 points en France contre 32 en moyenne dans les pays de l'OCDE. Cet écart est de 86 points entre ceux qui déclarent avoir plus de 200 livres chez eux et les autres, contre 64 points en moyenne dans les pays de l'OCDE. Dans les deux cas, l'écart est plus important qu'en France dans un seul pays de l'OCDE (2013b, p. 191-192).

TABLEAU 3. – Influence des composantes d’IESCS sur le score de mathématiques, 2003 et 2012

Composantes d’IESCS		Force (% variance)			Pente		
		2003	2012	Différence 2012-2003	2003	2012	Différence 2012-2003
<i>IESCS</i>		20,3	22,5	+ 2,2	43**	57***	+ 14
<i>HISEI</i>		13,8 (0,9)	16,6 (0,9)	+ 2,8	32** (1,2)	38*** (1,3)	+ 6
Éducation des (<i>PARED</i>)		8,4 (0,9)	9,7 (0,9)	+ 1,3	9*** (0,4)	14*** (0,7)	+ 5
Possessio (<i>HOMEPOS</i>)		17,9 (0,9)	14,6 (0,9)	- 3,3	44** (1,4)	47*** (1,7)	+ 3
	<i>Livres (BOOKS)</i>	16,5 (0,9)	25,1 (0,9)	+ 8,6	26** (0,9)	32*** (0,8)	+ 6
	<i>Richesse matérielle (WEALTH)¹⁶</i>		2,6 (1,0)			19 (1,7)	
	<i>Ressources éducatives (HEDRES)</i>	5,4 (1,0)	5,0 (1,0)	- 0,4	29** (1,8)	26*** (1,7)	- 3
	<i>Possessions culturelles (CULTPOS)</i>	10,8 (0,9)	14,2 (0,9)	+ 3,4	30** (1,3)	34*** (1,3)	+ 4

Source : Calcul des auteurs sur les PISA databases 2003 et 2012.

Note : *** grandeur significative au seuil de 1 %. Les erreurs standards sont indiquées entre parenthèses, elles permettent de calculer la significativité de l’écart entre 2003 et 2012, les écarts significatifs sont indiqués en gras.

En 2012, la très forte inégalité moyenne de performance entre les différents niveaux d’IESCS (la pente de l’effet d’IESCS sur le score de mathématiques) s’explique par les possessions du foyer (*HOMEPOS*) plus encore que par *HISEI* et le niveau d’éducation des parents (*PARED*), et nous retrouvons les livres et les possessions culturelles comme composantes les plus « actives » de *HOMEPOS*. La forte augmentation de cette pente entre 2003 et 2012 résulte de celle de ses trois composantes, *HISEI* un peu plus que le niveau d’éducation des parents, lui-même un peu plus que les possessions du foyer (*HOMEPOS*), cette dernière freinée,

¹⁶ Le construit *WEALTH* ne figure pas dans la base de données PISA 2003. Les coefficients, pour chaque construit, procèdent d’une régression simple, les coefficients des autres construits ne sont donc pas affectés par cette absence

malgré un net accroissement de l'effet du nombre de livres à la maison et des possessions culturelles, par une baisse de l'effet des ressources éducatives, le même schéma que nous avons observé pour l'évolution de la force.

Le résultat le plus net de cette analyse est cependant l'accroissement de l'influence des possessions culturelles (livres et autres) sur les performances en mathématiques. Ce résultat rejoint celui d'une étude longitudinale d'élèves entrés en 6^e en 2007 sur cinq compétences ou disciplines, dont les mathématiques (Ben Ali et Vourch, 2015). Il rejoint aussi celui d'une comparaison internationale des inégalités sociales des performances en compréhension de l'écrit à PISA 2009 : une classification hiérarchique place la France dans le groupe des pays où les inégalités de performance sont principalement d'origine culturelle (Kaspaik et Rocher, 2011).

Enfin, il est important d'observer que, à la différence de ce qu'on pourrait avancer pour la compréhension de l'écrit, cet effet des possessions culturelles sur le score de mathématiques ne peut être direct, par l'acquisition de compétences à la maison, ce qui suggère l'intervention de meilleures conditions d'enseignement – au niveau de la classe ou de l'établissement – pour les élèves dont les familles sont les mieux dotées en capital culturel objectif, pour reprendre l'expression de P. Bourdieu (1979b), ce capital dont on a pourtant de bonnes raisons de penser que son effet aurait dû diminuer sous l'influence d'une perte d'autorité des formes traditionnelles de la culture (Draelants et Ballatore, 2014).

Par où l'accroissement de l'effet du statut professionnel (*HISEI*) passe-t-il ?

Nous considérons, dans cette recherche, comme nous l'avons fait précédemment (Meuret et Morlaix, 2006), que l'effet de l'origine sociale peut s'exercer à la fois par des facteurs externes à l'école et par des facteurs internes. Comme nous le rappelions alors, les premiers travaux empiriques sur ce thème ont conçu comme purement *externe* l'action de l'origine sociale. On peut estimer que trois grands types de variables externes sont mobilisés par les théories explicatives des inégalités sociales devant l'école :

- l'ambition, la volonté, l'habitus (« C'est pour moi » ou « Ce n'est pas pour moi »),
- la proximité de la culture de la maison et de celle de l'école (capacité d'aide, communication culturelle, etc.),
- les ressources financières, à travers les conditions matérielles de travail à la maison (Goux et Maurin, 2005).

Plus récemment, on a mis en évidence que les variables internes, celles qui caractérisent l'environnement scolaire des élèves, jouaient

aussi un rôle dans la construction des inégalités sociales, situation particulièrement problématique au regard de la justice. Il peut s'agir de caractéristiques générales de l'organisation de la scolarité, par exemple la longueur du tronc commun (Duru-Bellat *et al.*, 2004), ou de caractéristiques des classes ou des établissements scolaires fréquentés par les élèves.

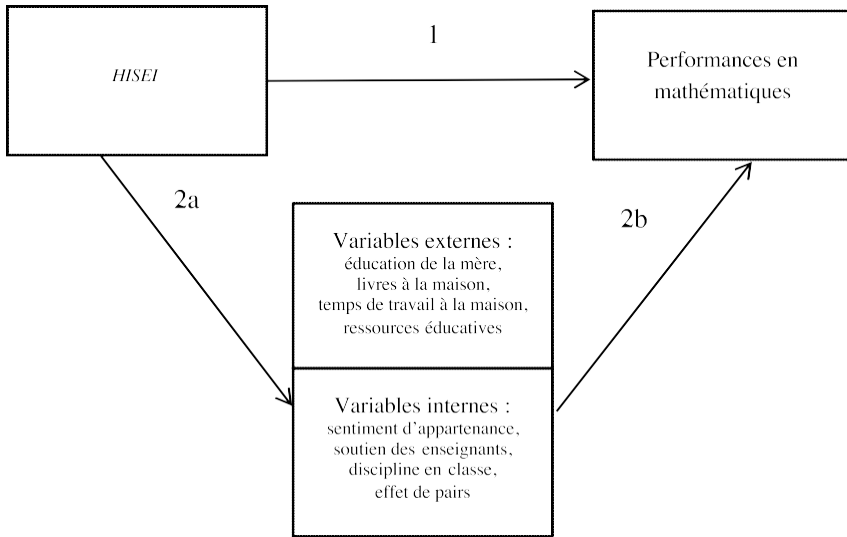
Comme, on l'a vu, les premières ont peu évolué entre 2003 et 2012 et plutôt dans un sens favorable à l'égalité, ce sont les secondes, les caractéristiques des établissements et des classes perçues par les élèves¹⁷, que nous voulons mobiliser dans notre modèle. Les caractéristiques des établissements fréquentés par les élèves favorisés et qui expliquent les inégalités de performance sont, dans les collèges français, une bonne exposition à l'apprentissage, un enseignement structuré, le fait que les élèves jugent leurs professeurs compétents et attachés à faire réussir tous les élèves, des relations de bonne qualité (considération, justice, etc.) entre enseignants et élèves, une bonne discipline en classe, peu de temps perdu, un suivi proche des élèves (Grisay, 1997 ; Meuret, 1995). Nous ne pouvons faire figurer toutes ces variables dans notre modèle, parce qu'elles ne figurent pas dans le questionnaire PISA (enseignement structuré, attentes de l'enseignant, suivi des élèves, par exemple) ou seulement en 2012 (l'exposition à l'apprentissage)¹⁸.

Une analyse en pistes causales (*path analysis*, analyse de dépendance ou encore analyse de cheminement) est utilisée ici. Elle fournit une décomposition de l'effet d'une variable explicative sur une variable que l'on cherche à expliquer en des effets directs et indirects.

Notre modèle peut schématiquement se résumer de la façon suivante :

¹⁷ Les nombreuses recherches sur l'efficacité des classes et des établissements reposent toutes sur la perception, par les élèves, de leur expérience scolaire, et ont montré que cette perception pouvait être tenue pour fiable.

¹⁸ En revanche, on trouve dans le questionnaire PISA une variable que nous n'avons pourtant pas retenue, celle de la motivation des élèves, parce qu'une recherche longitudinale récente (Leroy et Bressoux, 2016) a mis en évidence qu'une seule des formes canoniques de la motivation agissait (négativement) sur l'apprentissage, l'amotivation, une variable qui d'ailleurs n'est pas sans rapport avec le sentiment d'étrangeté, inverse du sentiment d'appartenance, que nous introduisons dans le modèle comme une variable interne.



Ainsi est émise l'hypothèse selon laquelle le plus haut statut professionnel entre les deux parents (*HISEI*) exerce, d'une part, un effet direct (1) et, d'autre part, un effet indirect (2a et 2b) sur les résultats en mathématiques. L'effet direct, symbolisé ci-dessus par la flèche 1, est mesuré par le coefficient de la variable *HISEI* dans la régression linéaire multiple, prenant comme variable dépendante les résultats en mathématiques, comme variables indépendantes l'ensemble des facteurs externes et internes à l'école. Ce premier coefficient permet de connaître la variation marginale des résultats en mathématiques lorsque la variable reflétant le statut professionnel (*HISEI*) varie, les autres facteurs étant tenus constants. L'effet indirect sur les résultats en mathématiques des élèves s'exerce via des facteurs externes (environnement familial de l'élève) et internes à l'école (variables relatives à l'environnement scolaire), facteurs qui à leur tour vont influencer sur la variable dépendante. Cet effet indirect résulte de la multiplication de deux coefficients : le premier est celui trouvé dans la régression simple (relation 2a) qui mesure le lien existant (inégalités) entre *HISEI* et chacune des variables représentant un facteur externe ou interne. Il permet de déterminer la variation marginale de chacune des variables internes et externes lorsque *HISEI* varie d'une unité. Ces variables viennent à leur tour modifier les résultats en mathématiques. Le second coefficient (relation 2b, élasticité) est celui affecté à chacune des variables dans la régression multiple qui prend comme variable dépendante les résultats des élèves en mathématiques et comme variables explicatives l'ensemble des facteurs internes et externes introduits dans l'analyse ainsi que l'*HISEI*. L'effet indirect d'*HISEI*, transitant par un facteur externe ou interne donné, résulte de la multiplication de ces deux coefficients. L'effet indirect total d'*HISEI* sur les résultats est donné par

la somme de ces différentes multiplications.

L'effet total d'*HISEI* sur les résultats des élèves est donné par l'addition des deux coefficients (effet direct et effet indirect). Il est également donné par le coefficient de régression simple permettant d'expliquer la variabilité des résultats en mathématiques par la seule prise en compte de la variable *HISEI*.

Notre modèle doit se limiter à des variables recueillies par PISA pour que puisse être fait le lien entre ces variables et le score. Il mobilise quatre variables externes portant sur l'environnement familial de l'élève et quatre variables internes relatives à son expérience scolaire, une distinction que nous serons d'ailleurs amenés à relativiser¹⁹.

Les variables externes sont le niveau d'éducation de la mère (Goux et Maurin, 1995) ; la pression et l'aide des parents (Grisay, 1997 ; OCDE, 2012), mesurées par le temps de travail à la maison et par les ressources éducatives disponibles au foyer ; le capital culturel des parents (Bourdieu, 1979b), mesuré par le nombre de livres à la maison.

Les variables internes retenues appartiennent à celles que mettent en avant les recherches sur l'efficacité des établissements ou des enseignants (Van Damme *et al.*, 2006 ; Hopkins *et al.*, 2014 ; OCDE, 2016) : le soutien des enseignants aux élèves, le climat de la classe, le sentiment d'appartenance à l'école et la ségrégation sociale des établissements. Notre modèle mobilise donc quatre variables externes (éducation de la mère, livres à la maison, temps de travail à la maison et ressources éducatives) et quatre variables internes (sentiment d'appartenance à l'établissement, soutien des enseignants, discipline en classe, effet de pairs). Le Tableau 4 présente les résultats de l'analyse en pistes causales selon ce modèle.

¹⁹ Il se distingue des modèles qu'utilisent les économistes pour comparer, à partir de PISA, les inégalités sociales entre pays (Ferreira et Gignoux, 2011 ; Balcazar *et al.*, 2015) ou pour rendre compte, comme nous le faisons ici, de leur évolution (Oppesidano et Turatti, 2011) en ce qu'il fait une place aux variables internes.

TABLEAU 4. – *Par où l'accroissement de l'effet d'HISEI est-il passé ?*

	2003	2012	Différence 2012-2003
Effet total	0,36	0,41	+ 0,05
Effet direct	0,08	0,05	- 0,03
Effet indirect	0,28	0,36	+ 0,08
... dont par variables externes	0,09	0,13	+ 0,04
	(2a x 2b)	(2a x 2b)	
Education de la mère	0,46(***)x0,02(ns) = 0,01	0,42(***)x0,04(***) = 0,02	+ 0,01
Livres à la	0,36(***)x0,20(***) = 0,07	0,39(***)x0,24(***) = 0,09	+ 0,02
Temps de travail à la	0,08(***)x0,03(***) = 0	0,10(***)x0,06(***) = 0,01	+ 0,01
Ressources éducatives	0,10(***)x0,13(***) = 0,01	0,13(***)x0,05(***) = 0,01	0
... dont par variables internes	0,19	0,23	+ 0,04
	(2a x 2b)	(2a x 2b)	
Appartenance	0,06(***)x0,03(***) = 0,002	0,08(***)x0,09(***) = 0,007	+ 0,01
Soutien des enseignants	-0,05(***)x-0,04(***) = 0	0,03(***)x0,07(***) = 0	0
Discipline en	0,09(***)x0,09 (***) = 0,008	0,05(***)x0,05(***) = 0,003	- 0,01
Pairs	0,48(***)x0,37(***) = 0,18	0,49(***)x0,44(***) = 0,22	+ 0,04

Source : Calcul des auteurs à partir des PISA databases 2003 et 2012.

Lecture : En 2003, le sentiment d'appartenance de l'élève augmente avec le statut professionnel (*HISEI*) de ses parents (0,06) et son effet sur le score de mathématiques est positif (0,03). Cependant, ces grandeurs ne sont pas assez importantes pour que leur produit contribue de façon sensible à l'effet d'*HISEI* sur le score de mathématiques (0). En 2012, en revanche, le sentiment d'appartenance augmente davantage avec *HISEI* (+ 0,08) en même temps que son effet sur l'apprentissage est plus fort (0,09), de sorte que le produit de ces deux grandeurs contribue de façon sensible à l'effet d'*HISEI* sur le score de mathématiques (0,01). L'effet d'*HISEI* qui transite par le sentiment d'appartenance a donc augmenté de 2003 à 2012 (+ 0,01) et l'on peut considérer l'évolution du sentiment d'appartenance comme l'un des facteurs de l'accroissement de l'effet d'*HISEI* sur les apprentissages.

Note : *** signifie que la relation indiquée est significative au seuil de 1 %.

Les chiffres en gras sont les coefficients correspondant aux effets directs, indirects et totaux, les chiffres en maigre à leurs composantes.

Selon notre modèle, l'effet d'*HISEI* sur le score de mathématiques

augmente d'environ 10 % entre 2003 et 2012. Cette augmentation est plutôt due à des variables du modèle puisqu'elle passe par l'effet indirect, alors que l'effet direct, qui transite par d'autres variables que celles du modèle, diminue. Elle s'explique par les variables internes autant que par les variables externes (+ 0,04 dans les deux cas), et il est important de noter que presque toutes les variables du modèle (à l'exception du soutien des enseignants et des ressources éducatives) y contribuent. Une première leçon de ce travail est donc que, du moins en première analyse, ce sont plusieurs phénomènes conjugués, et non un seul, qui expliquent le creusement des inégalités de performance selon le statut professionnel.

Trois variables de notre modèle (livres, ressources éducatives, éducation de la mère) sont des composantes d'*IESCS*. Pour les deux premières, mais pas pour l'éducation de la mère, l'effet de convergence se vérifie : le lien entre *HISEI* et ces deux composantes augmente entre 2003 et 2012. Deux variables du modèle jouent un rôle plus important que les autres dans l'accroissement de l'effet d'*HISEI* : le nombre de livres à la maison (Livres) et les pairs, autrement dit la ségrégation sociale entre établissements.

Les inégalités sociales de certaines variables externes clairement attribuables aux évolutions sociales diminuent (éducation de la mère [- 0,04], ce qui est conforme à la baisse de l'homogamie diagnostiquée par Milan Bouchet-Valat en 2014), mais d'autres augmentent (Livres [+ 0,03], Ressources éducatives [+ 0,03]). Celles qui affectent le travail à la maison augmentent aussi (+ 0,02), mais nous ne pouvons savoir si l'origine de cette augmentation est externe (dans la pression parentale) ou interne (dans la pression scolaire).

De même, l'école est souvent, mais pas toujours, responsable d'un accroissement de l'élasticité des variables externes (relations 2b). Si l'élasticité du *nombre de livres à la maison* a augmenté (+ 0,04), cela vient probablement soit d'une évolution des modes d'enseignement dans un sens plus favorable aux enfants de ménages

« cultivés », soit d'une inégalité plus grande en 2012 qu'en 2003 dans l'exigence, ou les attentes, des enseignants vis-à-vis de ces enfants. Or, on voit dans le Tableau 4 que, si l'effet du nombre de livres à la maison s'est accru, c'est un peu plus à cause de l'évolution de l'élasticité de cette variable (+ 0,04) que de l'évolution de son inégalité (+ 0,03). En revanche, si l'élasticité entre le *niveau d'éducation de la mère* et les apprentissages s'est accrue (+ 0,02), ce peut être que l'école favorise davantage (dans les interactions, dans le degré d'exigence) les élèves des mères les plus éduquées, mais ce peut être aussi parce que les mères éduquées se mobilisent davantage pour soutenir leur enfant. Il faut sans doute considérer la croissance des inégalités de *ressources à la maison* comme un phénomène social et non scolaire, et sans doute comme un

phénomène scolaire et non social la baisse de l'élasticité de cette variable (- 0,08). On a donc, à propos de cette variable, une évolution favorable à l'équité : elle est distribuée plus inégalement, mais la baisse de son élasticité a pour conséquence qu'elle ne contribue pas à l'accroissement de l'effet *HISEI*. Enfin, la croissance de l'élasticité du *travail à la maison* peut être attribuée à l'école (des devoirs mieux conçus, plus adaptés, etc.) mais peut l'être aussi à la maison (des devoirs mieux suivis).

S'agissant des variables internes, l'approche est différente et, en réalité, change d'une variable à l'autre. Une élasticité positive et forte du *soutien des enseignants* témoigne de l'efficacité de ce soutien et est donc en soi positive. Qu'elle passe de - 0,04 à + 0,07 est *a priori* une bonne chose. En revanche, l'inégalité qui affecte ce soutien est injuste et le système scolaire en porte la responsabilité. Or, cette inégalité augmente : en 2003, le soutien des enseignants jouait un rôle compensatoire (il diminuait quand *HISEI* augmentait, - 0,05), il joue maintenant un rôle inégalitaire (il augmente avec *HISEI*, + 0,03). Du point de vue de l'équité de l'école, cela pose problème que le soutien scolaire devienne efficace quand il cesse d'être distribué de façon compensatoire. Cependant, les phénomènes qui affectent le soutien par les enseignants ne semblent pas assez marqués pour avoir une répercussion réelle sur les apprentissages puisque son effet est nul, en 2003 comme en 2012. La distribution sociale de la *discipline en classe* est devenue moins inégalitaire (- 0,04) sans que l'on sache si on le doit à des attitudes plus efficaces, à cet égard, des enseignants des élèves défavorisés ou à ces élèves eux-mêmes, dont le comportement se serait amélioré par des causes externes. Que les conséquences de l'indiscipline sur les apprentissages aient diminué (- 0,04) témoigne d'une évolution plutôt égalitaire dans la mesure où cette variable continue d'être meilleure pour les enfants des parents de statut professionnel élevé. Le *sentiment d'appartenance* augmente davantage avec *HISEI* en 2012 qu'en 2003 (+ 0,02) et nous ne savons pas dans quelle mesure la responsabilité de cette évolution doit être attribuée aux évolutions sociales (certains élèves défavorisés se seraient éloignés de l'école et de ses codes) (Lagrange, 2014) ou à des évolutions internes à l'école (qui se serait raidie contre ces élèves). En revanche, que l'élasticité du sentiment d'appartenance ait augmenté assez fortement (+ 0,06) doit sans doute interroger l'école. Plus l'élasticité d'une variable est forte, plus il importe à l'équité qu'elle soit distribuée également. Or, ce que nous observons ici est une augmentation concomitante de l'inégalité et de l'élasticité. La ségrégation sociale²⁰ (*pairs*) entre établissement a un peu augmenté entre 2003 et 2012 (+ 0,01), ce qui peut avoir des causes sociales (augmentation du souhait

²⁰ Cette ségrégation est celle qui affecte le groupe des élèves de 15 ans de l'établissement (voir Annexe).

d'entre-soi) ou scolaires (assouplissement de la carte scolaire, par exemple). Cependant, le phénomène majeur semble être non pas cette augmentation elle-même, mais le fait que le niveau des élèves dépende, en 2012 plus fortement qu'en 2003, de la composition sociale de leur établissement, notre élasticité (+ 0,07), ce dont l'école est sans doute davantage responsable. On pourrait imaginer que s'est accrue la ségrégation entre classes ou que les modalités actuelles de ségrégation entre établissements sont plus « efficaces » qu'en 2003 (Givord *et al.*, 2016).

Tentons une approche agrégée. Si nous considérons comme relevant de la responsabilité de l'école l'évolution des inégalités sociales de *soutien des enseignants* (+ 0,08) et des élasticités de *livres* (+ 0,04), de *ressources éducatives* (- 0,08), de *discipline* (- 0,04) et de *pairs* (+ 0,07), et comme de la responsabilité de la société les inégalités sociales *d'éducation de la mère* (- 0,04), de *livres* (+ 0,03) et de *ressources éducatives* (+ 0,03) – et tenons pour incertaines ou partagées les autres inégalités et élasticités –, notre modèle conduit à un poids de + 0,02 pour la responsabilité des évolutions sociales et de + 0,07 pour celle des évolutions scolaires. La responsabilité de l'évolution des inégalités sociales de performance en mathématiques selon le statut professionnel des parents serait donc à chercher du côté de l'école – en particulier dans l'évolution des effets sur les apprentissages du nombre de livres à la maison et de la ségrégation – davantage que du côté des évolutions sociales.

Discussion

Ce travail présente de nombreuses limites. L'une, déjà soulignée, est que nos variables explicatives ne couvrent pas tout le champ des facteurs possibles de l'efficacité de l'enseignement, de sorte que nous ne pouvons prétendre avoir identifié tous les facteurs de l'accroissement des inégalités sociales de performances, mais seulement certains d'entre eux. Une autre est que ces variables sont mesurées au moment de la passation des épreuves PISA, alors que leur action sur ce score s'exerce depuis plus longtemps, potentiellement depuis le début de la scolarité. Une approche plus rigoureuse serait longitudinale, mesurerait la valeur de ces variables depuis, par exemple, la 6^e²¹. Il nous semble tout de même qu'on peut en tirer quelques conclusions raisonnablement étayées.

Une première conclusion est que l'augmentation des inégalités de performances à 15 ans entre 2003 et 2012 a des causes multiples.

²¹ L'article de Paul L. Morgan *et al.* (2016), qui étudie comment – et sous l'influence de quels facteurs – évoluent, aux États-Unis, les inégalités interethniques en sciences au cours de la scolarité d'une cohorte donnée, pourrait servir de modèle à une telle recherche.

Cependant, certaines ont joué davantage que d'autres. D'abord, cette augmentation est d'origine interne davantage qu'externe. En d'autres termes, ce n'est pas d'abord, du moins directement, « la faute de la société », du moins de celle formée par les parents de la génération qui avait 15 ans à ces deux dates, si les inégalités scolaires ont augmenté. Ni des sociétés en général, puisque cette augmentation touche la France bien plus que les autres pays de l'OCDE, ni de la société française.

En vérité, ce que l'on pourrait appeler la société des parents des élèves PISA est devenue un peu moins inégalitaire entre 2003 et 2012. L'inégalité de l'index *IESCS* a diminué entre 2003 et 2012²². En particulier, le pourcentage d'élèves dont l'*IESCS* des parents est inférieur à 1 a diminué fortement en France, davantage qu'en moyenne dans l'OCDE (2013b, p. 214-216). L'homogamie (le lien entre *HISEI* et éducation de la mère) s'est un peu affaiblie. En revanche, l'analyse en pistes causales montre que s'est aggravé le processus par lequel l'école transforme des inégalités sociales (les parents de statut professionnel élevé ont davantage de livres et de possessions culturelles, leurs enfants ont tendance à fréquenter les mêmes établissements) en inégalités d'apprentissages, ce que nous avons appelé l'élasticité de ces variables. En termes d'apprentissage, l'entre-soi des plus favorisés est devenu plus rentable, de même que le sentiment d'appartenance ou d'avoir davantage de livres à la maison. Ensuite, dans cette responsabilité de l'école, les variables culturelles (livres, possessions culturelles) jouent un rôle important. Le montrent l'approche par *HISEI* comme la décomposition de l'effet *IESCS*. Nous avons observé qu'elles sont distribuées plus inégalement en 2012, mais aussi que l'élasticité de « Livres » a augmenté plus encore que son inégalité. L'école française transforme davantage en 2012 qu'en 2003 les inégalités culturelles en inégalités d'apprentissage.

L'importance des facteurs culturels dans la genèse des inégalités en France a déjà été montrée (Goux et Maurin, 1995 ; Meuret et Morlaix, 2006 ; Kaspaik et Rocher, 2011), en particulier par comparaison avec d'autres pays. Les données de PISA 2012 le montrent à leur tour²³. Ce que nous apprenons ici est que l'aggravation des inégalités entre 2003 et 2012 ne s'est pas produite à travers des caractéristiques

²² C'est d'ailleurs ce qui explique que les inégalités interindividuelles aient augmenté moins que les inégalités sociales. De 2003 à 2012, la variance des scores de mathématiques augmente de 13 % (OCDE, 2013b, p. 199) tandis que la pente de l'effet d'*IESCS* augmente de 32 %.

²³ En 2012, sous contrôle des autres composantes d'*IESCS*, l'effet du nombre de livres, comme celui des possessions culturelles n'est (en valeur nominale) plus élevé qu'en France dans un seul pays de l'OCDE (le Japon pour la seconde variable, le Royaume-Uni pour la première) (2013b, p. 193). Or, si ces variables culturelles jouent un rôle si important en France, ce n'est pas que le nombre de livres à la maison serait distribué plus inégalement qu'ailleurs (OCDE, 2013b, p. 182). Cela va dans le sens de notre diagnostic sur l'importance de l'élasticité

nouvelles de l'école, mais à travers une aggravation de ces facteurs traditionnels de l'inégalité sociale en France.

On peut imaginer plusieurs raisons à l'augmentation de la puissance des variables culturelles. D'abord, l'écart se creuserait de plus en plus entre les parents cultivés et les autres quant aux ambitions scolaires qu'ils entretiennent pour leurs enfants, quant au soutien qu'ils leur procurent, quant au climat favorable aux apprentissages qui règne à la maison, Elise Guyon et Nina Huillery (2016) ont montré l'existence d'inégalités sociales d'aspiration à niveau académique égal. Notre hypothèse voudrait que ces inégalités sociales soient de plus en plus des inégalités culturelles. On peut aussi imaginer que les enseignants développent des interactions inégales selon le milieu culturel de leurs élèves. Ici encore, l'existence d'inégalités sociales d'interactions entre les enseignants et leurs élèves a été observée depuis longtemps. L'étude classique de Régine Sirota (1988) l'a établi pour l'enseignement primaire ; Aletta Grisay (1997) pour les collèges. Nos propres résultats témoignent d'une augmentation des inégalités sociales de soutien des enseignants entre 2003 et 2012 (voir Tableau 4). Ici encore, notre hypothèse voudrait que ces inégalités sociales bien connues soient de plus en plus des inégalités culturelles.

Mais d'où pourrait venir cette importance plus grande des facteurs culturels, et en particulier du nombre de livres à la maison, dans ces inégalités sociales d'interactions ? Ces dernières peuvent favoriser les élèves les plus « cultivés » au sein des classes, ou favoriser les élèves des classes les plus « cultivées ». Pour expliquer que, au sein des classes, les interactions pourraient de plus en plus favoriser les élèves « cultivés », nous proposons l'hypothèse de l'isolement croissant des professeurs du second degré dans la pratique des formes traditionnelles de la culture. Géraldine Farges (2015, p. 274) montre que, entre 1981 et 2008, le pourcentage de lecteurs réguliers est stable parmi les professeurs du second degré (56 %), tandis qu'il décline fortement aussi bien parmi les professeurs des écoles que parmi les cadres supérieurs et professions libérales. Cela la conduit à dépeindre les professeurs comme « les fragiles garants des formes traditionnelles de la légitimité culturelle » (*ibid.*, p. 285). On peut donc imaginer relier l'augmentation de l'influence de « Livres » dans la genèse des inégalités à ceci que les professeurs, par suite de cette évolution, seraient d'autant plus enclins à se sentir proches d'élèves dont ils pourraient savoir ou imaginer que leurs parents lisent beaucoup, et auraient de ce fait pour eux des attentes et une exigence plus élevées. L'évolution des scores PISA des enfants d'enseignants du secondaire de 2003 à 2012 va dans le sens de cette interprétation²⁴.

²⁴ Les performances des enfants d'enseignants à PISA ont évolué d'une façon particulière. Alors que, on l'a vu, les performances des différents quarts de l'échelle *I*ESCS ont

Pour expliquer que les inégalités sociales d'interaction entre classes sont de plus en plus des inégalités culturelles, il faudrait montrer que la ségrégation sociale entre classes est de plus en plus une ségrégation culturelle et qu'elle conduit à des inégalités de plus en plus fortes de conditions d'apprentissage ou de qualité des enseignants selon la proximité des parents à la « grande culture ». Un tel test est possible, mais hors de portée des données PISA, qui ne portent pas sur un échantillon de classes.

Le second aspect majeur de la responsabilité de l'école, selon notre analyse, tient à la ségrégation. À la différence de S. T. Ly et A. Riegert (2016), nous diagnostiquons, avec un indicateur différent du leur (le nôtre mesure la variation marginale de l'*HISEI* moyen de l'échantillon PISA de son établissement lorsque l'*HISEI* de l'élève augmente d'une unité) un léger accroissement de la ségrégation sociale. Mais notre analyse suggère surtout que, pour mesurer la gravité d'un accroissement de la ségrégation, il ne suffit pas d'en établir l'existence, il faut aussi tenir compte de l'ampleur de son effet sur les apprentissages, qui s'avère variable. En l'occurrence, ce qui a contribué à l'accroissement des inégalités sociales de performances en mathématiques en France entre 2003 et 2012 est moins, selon PISA, l'accroissement de la ségrégation qu'un accroissement de l'effet de cette ségrégation sur les apprentissages, positif pour les élèves favorisés, négatif pour les élèves défavorisés. Sur les raisons de cet accroissement de l'effet de la ségrégation, nous ne pouvons avancer que des conjectures : ce peut être que la qualité de l'enseignement est davantage affectée par la composition sociale des établissements, qu'une ségrégation à peu près identique entre établissements s'accompagne d'une plus grande ségrégation entre classes ou encore que la corrélation entre ségrégation scolaire et ségrégation sociale a augmenté.

Cela, nous semble-t-il, peut se résumer ainsi : l'accroissement des inégalités sociales de performance serait surtout dû à de meilleures conditions de scolarisation du quart le plus favorisé de la population (en particulier lorsqu'il est aussi cultivé, voir élasticité de « Livres »), soit une définition assez large de la catégorie « favorisée », et à de moins bonnes conditions pour une part plus faible des familles défavorisées, auxquelles on pourrait rattacher la hausse de l'élasticité de l'effet pairs et l'évolution du sentiment d'appartenance, en l'occurrence plutôt de

baisse ou stagné entre 2003 et 2012, la performance (nominale) des enfants des professeurs du secondaire a *augmenté* légèrement, de 570 à 573. Celle des enfants des professeurs du primaire a baissé fortement, de 584 à 552, rejoignant la différence observée par le rapport à la lecture de ces deux groupes. Ces chiffres sont cependant à prendre avec précaution, au vu du faible nombre d'individus évalués (une centaine d'enfants d'enseignants en général, mais 37 enfants de professeurs du primaire seulement en 2003). Il faut noter que l'indice *I*ESCS des professeurs du primaire a baissé de 2003 à 2012

non-appartenance. Il est d'ailleurs possible que ces deux phénomènes se soient produits successivement plutôt que simultanément : entre 2003 et 2006, période de baisse des scores des élèves les plus faibles, la hausse des inégalités sociales serait surtout attribuable à la façon dont l'école a pris en charge les élèves les plus défavorisés ; ensuite (2006-2012), elle serait surtout attribuable à l'amélioration des conditions de scolarisation des élèves les plus favorisés.

Du point de vue des politiques publiques, cette analyse incite à s'interroger sur la justice des avantages plus ou moins visibles dont bénéficient les enfants les plus favorisés dans le fonctionnement actuel du système, ainsi qu'aux désavantages qui affectent les enfants les plus défavorisés. Des investigations supplémentaires sur la nature exacte de ces avantages ou désavantages, et sur les mécanismes qui accroissent le rôle des inégalités de rapport à la culture, sont souhaitables.

Marielle LE MENER

marielle.le-mener@u-bourgogne.fr

Denis MEURET

denis.meuret@orange.fr

Sophie MORLAIX

sophie.morlaix@u-bourgogne.fr

Institut de recherche en éducation (IREDU) Université de Bourgogne-Franche
Comté (UBFC)
Pôle AAFE – Esplanade Erasme
BP 26513
21065 Dijon cedex

ANNEXE

Construits

Index international de statut socioéconomique (ISEI)

Cet index classe les professions exercées en fonction du niveau d'éducation qu'elles requièrent et des revenus qu'elles procurent. Il est calculé, pour chaque élève, à partir de ses réponses à quatre questions (Quel est le travail principal de ta mère [ton père] ? Que fait ta mère [ton père] dans son travail principal ?).

Il prend appui sur une nomenclature des professions. Celle-ci a été actualisée pour l'édition 2012 de PISA (Ganzeboom, 2010). Toutefois, la corrélation entre les deux échelles d'ISEI issues des deux nomenclatures étant très forte, nous n'avons pas jugé utile de recalculer les indices ISEI des élèves de 2003. *Source* : OCDE (2013b, p. 132 ; Ganzeboom, 2010).

Index of Economic, Social and Cultural Status (IESCS)

En 2003 comme en 2012, *IESCS* est construit par une analyse en composante principale à partir de trois construits, chacun contribuant dans une mesure équivalente à *IESCS* :

1) *HISEI*, indice *ISEI* de celui des deux parents (ou gardiens) qui a le plus élevé (voir ci-dessus la construction d'*ISEI*).

2) *PARED*, niveau d'éducation de celui des deux parents (ou gardiens) qui a le plus élevé. *PARED* convertit en années d'éducation les réponses des élèves à la question sur le plus haut niveau d'éducation atteint par leur père et par leur mère, codé dans la nomenclature CITE.

3) *HOMEPOS*, les possessions du ménage, lui-même construit à partir de quatre²⁵ construits élémentaires :

- 1) *WEALTH* (richesse matérielle) construit à partir des réponses des élèves aux questions suivantes : Ont-ils dans leur maison une chambre à eux, un lien à internet, un lave-vaisselle, un lecteur de DVD + trois items dépendant du niveau de richesse du pays + combien ont-ils à la maison (0, 1, 2, > 2) de téléphones portables, télévisions, ordinateurs, voitures, pièces avec une baignoire ou une douche ?

- 2) *HEDRES* (ressources éducatives) construit à partir des réponses des élèves aux questions suivantes : Ont-ils dans leur maison un bureau pour étudier dessus, une place tranquille pour étudier, un ordinateur qu'ils peuvent utiliser pour le travail scolaire, un logiciel éducatif (*educational software*), des livres pour aider

²⁵ Ceci est vrai pour 2012. En 2003, *WEALTH* n'a pas pu être pris en compte.

au travail scolaire, des livres techniques, un dictionnaire ?

- 3) *BOOKS* (livres à la maison). Combien de livres y a-t-il dans leur maison (non compris les journaux, magazines et livres scolaires) ? (1 = < 10 ; 2 : 11-100 ; 3 : 100-500 ; 4 : 500).

- 4) *CULTPOS* (possessions culturelles). Y a-t-il dans leur maison de la littérature classique (par exemple Shakespeare), des livres de poésie, des œuvres d'art (par exemple des peintures) ?

Source : OCDE (2013b, p. 136) et PISA 2012 *student questionnaire*.

Les construits du modèle en pistes causales

Nous donnons d'abord le nom que nous utilisons pour le construit, puis son nom dans la base de données PISA, puis les questions qui le composent :

- Éducation de la mère (*MISCED*) : La réponse de l'élève à propos du plus haut niveau d'éducation atteint par sa mère est codée selon l'échelle CITE : 0 = la mère n'a pas été à l'école ; 1 = elle a quitté l'école au cours ou à la fin de l'enseignement primaire ; 2 : elle a quitté l'école au cours ou à la fin du collège ; 3 : elle a quitté l'école au cours ou à la fin de l'enseignement professionnel secondaire ; 4) : elle a quitté l'école au cours ou à la fin du second cycle général de l'enseignement secondaire ; 5) : elle a quitté l'école au cours ou à la fin de l'enseignement supérieur professionnel ; 6) : elle a quitté l'école au cours ou à la fin de l'enseignement supérieur à orientation théorique.
- Livres à la maison (*BOOKS*) : Voir ci-dessus, dans la description d'*IESCS*.
- Temps de travail à la maison : Les élèves déclarent le nombre d'heures par semaine qu'ils consacrent à faire leurs devoirs et à étudier, toutes disciplines confondues.
- Ressources éducatives (*HEDRES*) : Voir ci-dessus, dans la description d'*IESCS*.
- Appartenance (*BELONG*) : L'indice du « sentiment d'appartenance à l'établissement » est construit dans PISA à partir des réponses (« pas du tout d'accord », « pas d'accord », « d'accord », « tout à fait d'accord ») de l'élève aux affirmations suivantes : « Mon établissement est un endroit où je me sens comme un étranger » (-), « Dans mon établissement, je me sens chez moi » (+), « Je me sens souvent mal à l'aise » (-). Nous avons exclu de l'indice PISA les questions qui nous ont paru relever des relations au sein du groupe de pairs et pas vraiment du sentiment
- d'appartenance à l'école, à savoir : « Je me fais facilement des amis, les autres élèves ont l'air de m'apprécier, je me sens seul. »
- Soutien des enseignants (*TEACHSUP*) : On demande aux élèves à

quelle fréquence les situations suivantes se présentent pendant leur cours de mathématiques : le professeur s'intéresse aux progrès de chaque élève ; donne aux élèves l'occasion d'exprimer leur opinion ; aide les élèves dans leur travail ; continue à expliquer jusqu'à ce que les élèves aient compris ; s'investit beaucoup pour aider les élèves ; aide les élèves dans leur apprentissage.

- Discipline en classe (DISCLIM en 2003, DISCLIMA en 2012) : On demande aux élèves à quelle fréquence les situations suivantes se présentent pendant leur cours de mathématiques : le professeur doit attendre un long moment avant que les élèves ne se calment ; les élèves ne peuvent pas bien travailler ; n'écoutent pas ce que dit le professeur ; il y a du bruit et de l'agitation ; les élèves ne commencent à travailler que longtemps après le début du cours. L'indice est en sens inverse des réponses.
- Pairs : Cet indice est le HISEI moyen des élèves de l'échantillon PISA de l'établissement. Nous mesurons donc la ségrégation par la variation marginale de l'HISEI moyen des 30 élèves de 15 ans tirés au sort dans l'établissement lorsque l'HISEI de l'élève augmente d'une unité.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ARNESON R. J., 1989, « Equality and Equal Opportunity for Welfare », *Philosophical studies*, 56, p. 77-93.
- BALCAZAR C. F., NARKRYAN A., TIULARI S., 2015, *Born with a Silver Spoon, Inequality in Educational Achievement across the World*, The World Bank, Policy Research Working Paper n^o 7152.
- BENABOU R., KRAMARZ F., PROST C., 2004, « Zones d'éducation prioritaire, quels moyens pour quels résultats ? », *Économie et statistique*, 380, p. 3-34.
- BEN ALI L., VOURCH R., 2015, « Évolution des acquis cognitifs au collège au regard de l'environnement de l'élève : constat et mise en perspective longitudinale », *Éducation et formations*, 86-87, p. 211-233.
- BENSOUSSAN G. *et al.*, 2002, *Les territoires perdus de la république : antisémitisme, racisme et sexisme en milieu scolaire*, Paris, Mille et Une Nuits.
- BERNSTEIN B., 1975, *Langage et classes sociales*, Paris, Éditions de Minuit.
- BOUCHET-VALAT M., 2014, « Évolutions de l'homogamie de diplôme, de classe et d'origine sociale en France (1969-2011) », *Revue française de sociologie*, 55, 3, p. 459-505.
- BOUDON R., 1973, *L'inégalité des chances*, Paris, Armand Colin.
- BOURDIEU P., 1979a, *La distinction, critique sociale du jugement*, Paris, Éditions de Minuit.
- BOURDIEU P., 1979b, « Les trois états du capital culturel », *Actes de la recherche en sciences sociales*, 30, p. 3-6.
- BOURDIEU P., 2000, *Esquisse d'une théorie de la pratique*, Paris, Le Seuil.
- BOURDIEU P., PASSERON J.-C., 1964, *Les héritiers*, Paris, Éditions de Minuit.
- BRESSOUX P., GURGAND M., GUYON N., MONNET M., PERNAUDET J., 2016, *Évaluation des Programmes de réussite éducative*, Paris, Institut des politiques publiques (Rapport IPP, 13).
- CAILLE J.-P., DAVEZIES L., GARROUSTE M., 2016, « Les résultats scolaires des collégiens bénéficient-ils des réseaux ambition réussite ? Une analyse par régression de discontinuité », *Revue économique*, 67, 3, p. 639-666.
- DRAELANTS H., BALLATORE M., 2014, « Capital culturel et reproduction scolaire. Un bilan critique », *Revue française de pédagogie*, 186, p. 115-142.
- DUMAY X., DUPRIEZ V., MAROY Ch., 2010, « Ségrégation entre écoles, effets de la composition scolaire et inégalités de résultats », *Revue française de sociologie*, 51, 3, p. 461-480.
- DURU-BELLAT M., MINGAT A., 1997, « La constitution des classes de

- niveau dans les collèges ; les effets pervers d'une pratique à visée égalitariste », *Revue française de sociologie*, 38, 4, p. 759-789.
- DURU-BELLAT M., MONS N., SUCHAUT B., 2004, « Inégalités sociales entre élèves et organisation des systèmes éducatifs : quelques enseignements de l'enquête PISA », *Les notes de l'IREDU*, mars.
- FACK G., GRENET J., 2012, *Rapport d'évaluation de l'assouplissement de la carte scolaire*, Paris, École d'économie de Paris, CEPREMAP.
- FARGES G., 2015, « Approche de long terme des pratiques culturelles légitimes des enseignants. Stabilité dans une période de changement ? », *Revue française de sociologie*, 56, 2, p. 261-300.
- FELOUZIS G., LIOT J., PERROTON J., 2005, *L'apartheid scolaire, enquête sur la ségrégation ethnique dans les collèges*, Paris, Le Seuil.
- FEREIRA F., GIGNOUX J., 2011, *The Measurement of Educational Inequality*, The World Bank, Working Paper n° 5873.
- FERRY L., 2003, *Lettre à tous ceux qui aiment l'école*, Paris, Odile Jacob, SCEREN.
- GANZEBOOM H. B. G., 2010, « A New International Socio-Economic Index (ISEI) of Occupational Status for the International Standard Classification of Occupations 2008 (ISCO-08) Construct with Data from the ISSP 2002-2007 », Lisbon, Paper presented at the Annual Conference of International Social Survey Program.
- GIVORD P., GUILLERM M., MONSO O., MURAT F., 2016, *La ségrégation sociale entre les collèges*, PARIS, MEN-DEPP (Dossiers Éducation et formations, 91).
- GOUX D., MAURIN É., 1995, « Origine sociale et destinées scolaires. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes Formation-Qualification Professionnelle 1970, 1977, 1985 et 1993 », *Revue française de sociologie*, 36, 1, p. 81-121.
- GOUX D., MAURIN É., 2005, « The Effect of Overcrowded Housing on Children's Performance at School », *Journal of Public Economics*, 89, 5-6, p. 797-819.
- GRISAY A., 1997, *Évolution des acquis cognitifs et socio-affectifs des élèves au cours des années de collège*, Paris, MEN-DEPP (Dossiers Éducation et formations, 88).
- GUYON N., HUILLERY E., 2016, « Track Choice and Socio-Economic Origin: Measuring and Explaining Academic Inhibition », *LIEPP Policy Brief*, 23, p. 1-8.
- HOPKINS D., STRINGFIELD S., HARRIS A., STOLL L., MACKAY T., 2014, « School and System Improvement: A Narrative State-of-the-Art Review », *School Effectiveness and School Improvement*, 25, 2, p. 257-281.
- KASPAIK S., ROCHER T., 2011, « La mesure de l'équité dans PISA, pour une décomposition des indices », *Éducation et Formations*, 80, p.

69-78.

- LAGRANGE H., 2014, « Le renouveau religieux des immigrés et de leurs descendants en France », *Revue française de sociologie*, 55, 2, p. 201-244.
- LE DONNÉ N., 2014, « European Variations in Socioeconomic Inequalities in Students' Cognitive Achievement. The Role of Educational Policies », *European Sociological Review*, 30, 3, p. 329-343: DOI: <https://doi.org/10.1093/esr/jcu040>.
- LEROY N., BRESSOUX P., 2016, « Does Amotivation Matter more than Motivation in Predicting Mathematics Learning Gains ? A Longitudinal Study of Sixth-Grade Students in France », *Contemporary Educational Psychology*, 44-45, p. 41-53.
- LY S. T., RIEGERT A., 2016, *Mixité sociale et scolaire et ségrégation inter- et intra- établissements dans les collèges et lycées français*, Paris, Rapport pour le Conseil national d'évaluation du système scolaire, [en ligne] consulté le 31 mars 2017 : <http://www.cnesco.fr/wp-content/uploads/2016/09/SegregationFrance1.pdf>.
- MEN-DEPP, 2004, *Repères et références statistiques*, Paris, MEN-DEPP.
- MEN-DEPP, 2013a, *Les élèves de 15 ans en France selon PISA 2012 en culture mathématique : baisse des performances et augmentation des inégalités depuis 2003*, Paris, MEN-DEPP (Note d'information, 13-31).
- MEN-DEPP, 2013b, *Repères et références statistiques*, Paris, MEN-DEPP.
- MEN-DEPP, 2014, *Forte baisse du redoublement : un impact positif sur la réussite des élèves*, Paris, MEN-DEPP (Note d'information, 14-36).
- MEN-DEPP, 2015, *L'état de l'école*, Paris, MEN-DEPP (Statistiques, 25).
- MERLE P., 2012, *La ségrégation scolaire*, Paris, La Découverte.
- MEURET D., 1995, « Distribution sociale des facteurs d'efficacité des collèges » dans J.-M. BESSE *et al.*, *École efficace : de l'école primaire à l'Université*, Paris, Association pour favoriser une école efficace, Armand Colin, p. 81-91.
- MEURET D., LAMBERT M., 2011, « La dégradation de l'équité de l'école française dans les années 2000 », *Revue française de pédagogie*, 177, p. 85-100.
- MEURET D., MORLAIX S., 2006, « L'influence de l'origine sociale sur les performances scolaires : par où passe-t-elle ? », *Revue française de sociologie*, 47, 1, p. 49-79.
- MONSEUR Ch., BAYE A., 2015, *Quels apports des données PISA pour l'analyse des inégalités scolaires ?* Rapport pour le Conseil national d'évaluation du système scolaire : [en ligne], consulté le 26 avril 2016 : <http://www.cnesco.fr/wp-content/uploads/2016/09/monseur1.pdf>.
- MONSEUR Ch., CRAHAY M., 2008, « Composition académique et sociale des établissements, efficacité et inégalités scolaires : une comparaison internationale », *Revue française de pédagogie*, 164, p. 55-66.

- MORGAN P. L., FARKAS G., HILLEMEIR M. M., MACZUGA S., 2016, « Science Achievement Gaps Begin very Early, Persist, and Are Largely Explained by Modifiable Factors », *Educational Researcher*, 45, 1, p. 18-35.
- OCDE, 2012, *Let's Read Them a Story! The Parent Factor in Education*, Paris, OECD : <http://dx.doi.org/10.1787/9789264176232-en>.
- OCDE, 2013a, *Résultats du PISA 2012, Savoirs et savoir-faire des élèves*, vol. 1, Paris, OCDE
- OCDE, 2013b, *PISA 2012 Results, Excellence through Equity*, vol. 2, Paris, OCDE. OCDE, 2013c, *Résultats de PISA 2012, note sur la France*, Paris, OCDE.
- OCDE, 2016a, *Low Performing Students. Why they Fall Behind and How to Help them Succeed?* Paris, OCDE.
- OCDE, 2016b, *PISA 2015 Results*, vol. 1. *Excellence and Equity in Education*, Paris, OCDE.
- OPPIDANO V., TURATI G., 2015, « What are the Causes of Educational Inequalities and of their Evolution over Time in Europe? Evidence from PISA », *Education Economics*, 23, 1, p. 3-24: <http://dx.doi.org/10.1080/09645292.2012.736475>.
- RAWLS J., 1988, *Théorie de la Justice*, Paris, Le Seuil.
- ROEMER J. E., 2000, *Equality of Opportunity*, Cambridge (MA), Harvard University Press.
- SCHMIDT W. H., ZOIDO P., COGAN L. S., 2014, *Schooling Matters: Opportunity to Learn in PISA 2012*, OECD Publishing, OECD Education Working Papers n°95 : DOI : 10.1787/5k3v0hldmchl-en.
- SIROTA R., 1988, *L'école primaire au quotidien*, Paris, Presses universitaires de France.
- TRANCART, D., 2011, « Ségrégations socio-spatiales et inégalités scolaires » dans C. BEDUWE, M. BRUYÈRE, T. COUPPIE, J.-F. GIRET, Y. GRELET, P. LEMISTRE, P. WERQUIN (eds.), *Les nouvelles ségrégations scolaires et professionnelles. XVIII^{es} journées d'étude sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail*, Toulouse, 19-20 mai 2011, Marseille, Céreq (Relief, 34), p. 93-104.
- VAN DAMME J., OPDENNAKKER M. C., VAN LANDEGHEM G., DE FRAINE B., 2006, *Educational Effectiveness, an Introduction to International and Flemish Research on Schools, Teachers and Classes*, Leuven, Acco.