

**LES INÉGALITÉS SCOLAIRES D'ORIGINES
SOCIALE ET ETHNO-CULTURELLE :
une possible amplification ?**

**Quels apports des données PISA pour l'analyse des
inégalités scolaires ?**

CHRISTIAN MONSEUR & ARIANE BAYE

Université de Liège, Belgique

cmonseur@ulg.ac.be

Ariane.Baye@ulg.ac.be



Ce document s'inscrit dans une série de contributions publiées par le Conseil national d'évaluation du système scolaire (Cnesco) dans le cadre de son rapport scientifique sur la possible amplification des inégalités scolaires d'origines sociale et ethno-culturelle.

Les opinions et arguments exprimés n'engagent que les auteurs de la contribution.

Disponible sur le site du Cnesco : <http://www.cnesco.fr>

Publié en Octobre 2015
Conseil national d'évaluation du système scolaire
Carré Suffren - 31-35 rue de la Fédération
75015 Paris

Table des matières

Résumé	8
Introduction	12
I Évolution du déterminisme social : effets linéaires	15
II Évolution du déterminisme social : effets non linéaires	18
1 Étude de la variabilité de l'effet ESCS en fonction du niveau de performance.....	20
2 Étude de la variabilité de l'effet SES en fonction de l'origine sociale	23
3 Étude de la variabilité de l'effet ESCS en fonction de sous-populations prédéterminées	27
4 Étude de la variabilité de l'effet ESCS en fonction de sous-populations préalablement non identifiées	41
Annexes	47
Bibliographie	54

Table des figures

Figure 1	Évolution de la corrélation entre ESCS et performance en France et dans les pays de l'OCDE, PISA 2000-2012	15
Figure 2	Déterminisme social en France en lecture aux percentiles 10 et 90 conditionnellement à l'origine sociale, PISA 2000-2012.....	22
Figure 3	Déterminisme social en France en mathématiques aux percentiles 10 et 90 conditionnellement à l'origine sociale, PISA 2000-2012	23
Figure 4	Déterminisme social en France en sciences aux percentiles 10 et 90 conditionnellement à l'origine sociale, PISA 2000-2012.....	24
Figure 5	Deux types de relations quadratiques illustrant la relation entre ESCS et performance en lecture. France, PISA 2003 et 2012	24
Figure 6	Régression quadratique : la relation entre ESCS et performance en lecture. France, PISA 2012	26
Figure 7	Gradients ESCS selon le statut par rapport à l'immigration en France, PISA 2012, mathématiques	30

Liste des tableaux

Table 1	Corrélations moyennes (à travers domaines) entre ESCS et performance dans les pays de l'OCDE, PISA 2000 et 2012	17
Table 2	Coefficients de régression quantile pour les percentiles 10 et 90 en France et dans les pays de l'OCDE, PISA 2000-2012	21
Table 3	Coefficients de régression quadratique, effet de l'ESCS sur les performances en France, PISA 2000-2012	25
Table 4	Corrélations entre les coefficients quadratiques et les performances moyennes pour les pays de l'OCDE et les pays partenaires, PISA 2000-2012	27
Table 5	Coefficients de régression de l'origine sociale, de l'origine immigrée et leur interaction en France, PISA 2000-2012	29

Table 6	Corrélation entre ESCS et performances en France, selon le statut d'immigration, PISA 2000-2012	31
Table 7	Différentiel natifs/immigrés en termes de déterminisme social (corrélation ESCS/performances pour les natifs moins corrélation ESCS/performances pour les immigrés), France, PISA 2000-2012	32
Table 8	Écarts-types des scores pour les élèves d'origine immigrée. France, PISA 2000-PISA 2012	32
Table 9	Écarts-types de la variable ESCS pour les élèves d'origine immigrée. France, PISA 2000-PISA 2012	33
Table 10	Indice ESCS des élèves immigrés à différents niveaux de la distribution. France, PISA 2000 - PISA 2012	33
Table 11	Nombre d'interactions significatives entre ESCS et statut par rapport à l'immigration, PISA 2000-2012	34
Table 12	Risque (odd ratio) d'avoir connu le redoublement à 15 ans pour les élèves d'origine immigrée. France, PISA 2000-2012	35
Table 13	Risque (odd ratio) d'avoir connu le redoublement à 15 ans pour les élèves d'origine immigrée sous contrôle de la performance scolaire et du niveau socio-économique. France, PISA 2000-2012	36
Table 14	Part de la variance des performances des élèves de 15 ans qui se situe entre établissements. France, PISA 2000-2012	38
Table 15	Part de la variance de l'origine sociale des élèves de 15 ans qui se situe entre écoles, PISA 2000-2012	39
Table 16	Indice de ségrégation scolaire des élèves d'origine immigrée, PISA 2000-2012	40
Table 17	Coefficients de régression linéaire par classe latente dans les pays de l'OCDE, PISA 2000 et PISA 2009	42
Table 18	Moyenne, par classe latente, aux variables ESCS, attitudes envers la lecture et performances en lecture dans les pays de l'OCDE, PISA 2000 et PISA 2009	43
Table 19	Probabilité moyenne par classe latente et moyenne aux variables ESCS, attitudes envers la lecture et performances en lecture en France, PISA 2009	44
Table 20	Corrélations supérieures en valeur absolue à la probabilité d'appartenir à la troisième classe latente, PISA 2009	45
Table 21	Coefficients de régression linéaire par classes latentes en France, PISA 2003	46
Table 22	Coefficients de régression linéaire par classes latentes en France, PISA 2012	47
Table A.1	Nombre de coefficients de curvilinearité significativement différents de 0 ou non	51

Table A.2	Corrélations entre les coefficients quadratiques entre disciplines au sein d'un cycle.....	52
Table A.3	Corrélations entre les coefficients quadratiques entre cycles au sein d'une discipline	52
Table A.4	Nombre de différences significatives de corrélation pour ESCS	53

Résumé

Cette étude vise à analyser l'évolution du déterminisme social en France à partir des données fournies par l'enquête PISA. Cette enquête internationale évalue tous les trois ans les compétences des élèves de 15 ans en lecture, en mathématiques et en sciences. Elle a été mise au point par les pays industrialisés membres de l'OCDE.

Le déterminisme social, lien entre le milieu socio-économique et culturel de l'élève et ses performances, a été pointé comme particulièrement aigu en France à l'occasion de la parution des derniers résultats PISA en 2012.

Le rapport s'est d'abord attelé à vérifier l'augmentation du déterminisme social. Pour cela, des analyses complémentaires à celles publiées par l'OCDE ont été effectuées afin de voir si certains choix méthodologiques n'affectaient pas les résultats. Par ailleurs, les analyses ont systématiquement été menées pour l'ensemble des pays de l'OCDE, afin de relativiser les effets éventuels de changements méthodologiques dans le calcul de l'indice de référence servant à mesurer le niveau socio-économique.

Les résultats montrent que la France figure parmi les pays les plus inéquitables - c'est-à-dire ceux où les résultats scolaires dépendent le plus de l'origine sociale - et ce, depuis le début des enquêtes PISA. Par ailleurs, les analyses confirment l'augmentation du déterminisme social entre 2009 et 2012, dans les trois domaines d'évaluation. Cela dit, alors qu'en mathématiques, l'augmentation du déterminisme social s'observe de manière continue depuis les premières évaluations PISA, le mouvement est moins net en lecture où une plus longue période d'observation est nécessaire pour voir s'il s'agit d'une tendance ferme. Au niveau international, on note dans certains pays proches comme l'Allemagne ou les Pays-Bas une diminution substantielle du déterminisme social. Dans un tiers des pays industrialisés, dont la France, la situation a tendance à se détériorer pour la période 2000-2012.

Nous avons également examiné la linéarité de l'effet du déterminisme social : l'effet est-il identique quel que soit le niveau d'aisance des familles ou est-il plus prononcé en deçà d'un certain seuil de pauvreté ou au-delà d'un certain niveau de richesse ? L'analyse montre qu'entre PISA 2000 et PISA 2009, l'effet est continu. Le déterminisme social concerne de la même manière toutes les catégories sociales. Cependant, lors du dernier cycle PISA, on observe une situation assez singulière : le déterminisme social est plus marqué à partir d'un certain niveau de richesse. Tout se passe comme si l'on assistait à une compétition entre nantis où les plus favorisés remportent l'avantage scolaire, alors que les moins favorisés peinent à ressentir l'effet d'une plus grande aisance. Un résultat comme celui-là, observé lors d'un cycle particulier, doit être analysé avec une certaine prudence, seul l'avenir dira s'il s'agissait d'un phénomène isolé ou s'il y a là le début d'une tendance.

En outre, le rapport examine les variations potentielles de l'effet du déterminisme social en fonction des caractéristiques des élèves. Il s'agit de déterminer si l'effet de l'origine sociale sur les performances scolaires

agit de la même manière sur les élèves les plus faibles et les élèves les plus forts, ou encore sur les élèves natifs et les élèves immigrés.

En France, le déterminisme social est plus marqué pour les élèves les moins performants : pour les élèves très faibles, provenir d'un milieu plus favorisé est lié à des résultats bien supérieurs à ceux des condisciples faibles défavorisés. Pour les élèves les plus forts, on observe aussi une relation importante entre les résultats scolaires et l'origine sociale, mais cette relation est moins forte que celle observée chez les élèves les moins performants. La France se démarque en cela de la moyenne des pays industrialisés où le déterminisme social affecte de manière plus similaire les faibles et les forts. Notons que, tant en France que dans les pays de l'OCDE, c'est en lecture que le phénomène s'observe avec le plus d'acuité. En mathématiques, discipline plus "strictement scolaire", l'effet du déterminisme social agit de manière plus continue, quel que soit le niveau de performance. Sur le plan diachronique, l'augmentation du déterminisme social, mise en avant dans la première partie du rapport, est également observée en France tant pour les élèves très faibles que pour les élèves très forts, alors qu'au niveau international, on constate à l'inverse une diminution du déterminisme social pour les élèves les plus faibles.

L'étude du déterminisme social en fonction du statut par rapport à l'immigration montre que les gains liés à une plus grande aisance socio-économique sont bien plus conséquents pour les élèves de parents nés en France que pour les élèves issus de l'immigration. Pour les natifs, l'avantage d'être issus d'un milieu plus favorisé se marque très nettement sur les performances scolaires, alors que pour les élèves d'origine immigrée, tout en étant conséquent, il est d'ampleur beaucoup moins importante. En outre, on observe une évolution entre 2000 et 2012 qui va dans le sens d'une accélération du phénomène : non seulement le déterminisme social est en augmentation, mais il agit de manière de plus en plus différenciée en fonction de l'origine ethnique et culturelle. Le déterminisme social a donc eu tendance à s'accroître pour les natifs, mais le plus étonnant est sans doute la forte dissolution du lien origine sociale/performances pour les élèves d'origine immigrée. L'analyse élargie aux pays de l'OCDE indique que l'asymétrie du déterminisme social en fonction du statut par rapport à l'immigration observée en France est assez singulière, et qu'elle s'observe par ailleurs dans des pays assez proches tels que la Belgique, et dans une moindre mesure les Pays-Bas et le Danemark.

Ces résultats étonnants nous ont amenés à étudier plus spécifiquement l'évolution des parcours scolaires et des conditions de scolarisation des élèves issus de l'immigration. En termes de retard scolaire, les données indiquent que les élèves issus de l'immigration ont en moyenne près de trois fois plus de risques que les natifs d'avoir redoublé à l'âge de 15 ans. L'analyse diachronique montre un net accroissement du risque de retard scolaire au désavantage des élèves issus de l'immigration. Cela dit, à compétences et niveau socio-économique comparables, les élèves issus de l'immigration ne redoublent pas plus que les natifs, alors que par le passé, les élèves issus de l'immigration redoublaient moins que les natifs une fois atteints des niveaux académiques et socio-économiques comparables à leurs condisciples.

En termes de conditions de scolarisation, on note une concentration de plus en plus marquée d'élèves issus de l'immigration dans certains collèges. Alors qu'en 2000, il aurait fallu que 12 % des élèves changent de collège pour obtenir une répartition homogène des natifs et des élèves issus de minorités ethniques et culturelles entre établissements scolaires, en 2012, il aurait fallu que 22 % d'élèves changent de collège pour parvenir à une situation d'égalité. Cette évolution se marque dans un contexte de ségrégation académique de plus en plus forte entre établissements, et particulièrement au niveau des collèges, dans la mesure où

l'on observe que les collèges français se différencient de plus en plus les uns des autres en fonction du profil scolaire des élèves accueillis. Ces données accréditent la thèse d'un collège de moins en moins unique, dans un système éducatif où les établissements se différencient les uns des autres en fonction de critères académiques et ethno-culturels. Il y a là l'amorce d'un cercle vicieux, qui conduit certaines écoles à scolariser un public de plus en plus fragilisé, tandis que d'autres se spécialisent dans l'accueil des élèves les plus performants et sans doute également les plus familiarisés avec les codes de l'institution scolaire.

La dernière partie du rapport s'intéresse aux liens entre niveau socio-économique, performances et variables motivationnelles. En lecture, les élèves ayant les performances les plus élevées sont aussi des élèves dont les attitudes envers la lecture sont les plus favorables. Un groupe particulier d'élèves (11 %) retient l'attention, ces élèves présentent des attitudes et des performances élevées, alors qu'ils sont relativement défavorisés. Ces élèves aiment lire pour le plaisir, fréquenter des bibliothèques et ont appris à utiliser des stratégies métacognitives telles que la mémorisation ou le contrôle. Pour ces élèves défavorisés, les éléments qui relèvent de politiques culturelles et scolaires volontaristes sont corrélés avec d'excellents résultats en lecture.

En mathématiques, deux profils sont à épinglez : un profil d'élèves très peu favorisés et anxieux à l'égard des mathématiques (23 % des élèves) qui font une réelle contre-performance ainsi qu'un profil d'élèves légèrement favorisés et anxieux (27 % des élèves), dont les résultats ressemblent également à une contre-performance, du moins lorsqu'on les compare à ceux d'un groupe proche au niveau socio-économique. L'impact de l'anxiété sur les performances est loin d'être négligeable et devrait faire l'objet d'une réflexion didactique : comment aider les élèves à franchir la barrière parfois symbolique qui les éloigne des mathématiques ? Quelles sont les formes et les fonctions des évaluations en mathématiques ? Comment donner du sens et un sentiment de compétence aux élèves en mathématiques ?

Quels apports des données PISA pour l'analyse des inégalités scolaires ?

Introduction

Différentes publications internationales et nationales semblent indiquer que le système éducatif français devient de plus en plus inéquitable. Ainsi, selon l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE, 2014), entre 2003 et 2012, l'effet de l'indice économique, social et culturel des élèves de 15 ans sur leurs performances en mathématiques s'est accru. Avant d'interpréter cet accroissement comme une augmentation du déterminisme social en France, il convient de vérifier si cette observation ne résulte pas de choix méthodologiques, ou de choix en termes de type de statistiques présentées, ou enfin de choix au niveau des variables utilisées pour mesurer le niveau socio-économique. L'exercice est un peu technique, mais il est important de s'y livrer pour éviter le cas échéant des conclusions hâtives, ou au contraire pour confirmer l'inquiétude s'il s'avérait que le système français n'assurait pas suffisamment (ou de moins en moins) son rôle d'ascenseur social.

En termes d'indices statistiques présentés, cette augmentation pourrait résulter uniquement d'un accroissement de la variabilité des performances des élèves, sans qu'il n'y ait une modification du déterminisme social. En effet, l'augmentation dénoncée plus haut se base sur l'observation de l'évolution du coefficient de régression liant la performance à l'origine sociale. Or, puisque la variabilité des performances intervient dans le calcul du coefficient de régression, des performances plus dispersées, que par le passé, autour de la moyenne résulteraient d'une augmentation du coefficient de régression, sans que la relation "statut socio-économique/rendement" soit plus forte qu'auparavant. L'enjeu pour la France est bien de comprendre s'il y a eu une augmentation de l'inégalité de résultats en fonction de l'origine sociale des élèves. Il importe donc de vérifier l'évolution des inégalités en recourant à d'autres outils statistiques, tels que la corrélation. En effet, contrairement au coefficient de régression, le coefficient de corrélation n'est pas affecté par une modification de la variabilité des performances. Les coefficients de corrélation sont présentés dans la section suivante.

Il faut également garder à l'esprit que quelques modifications ont été apportées par les responsables de l'étude PISA à l'indice mesurant le statut économique, social et culturel des élèves (indice ESCS) entre 2000 et 2012. Ainsi, lors du cycle 2012, les professions des parents d'élèves (l'une des variables de l'indice ESCS) n'ont plus été codées selon la troisième version de la Classification Internationale Type des Professions (CITP-88, adoptée en 1987) mais bien selon la quatrième et dernière version de la dite classification (CITP-08, adoptée en 2007) mise à jour pour refléter l'évolution des réalités socioprofessionnelles. Il se pourrait que certaines évolutions nationales, comme celle observée en France, résultent en partie des améliorations

techniques apportées au calcul de l'ESCS. C'est pourquoi l'évolution française doit systématiquement être envisagée comparativement aux évolutions observées dans les autres pays.

I - Qu'est-ce que PISA ?

PISA signifie Programme International pour le Suivi des Acquis des élèves de 15 ans. Il s'agit d'un programme cyclique d'évaluation de la lecture, de la culture mathématique et de la culture scientifique. L'enquête a lieu tous les trois ans depuis l'an 2000. Elle évalue chaque fois les trois domaines précités, en mettant l'accent sur un domaine particulier, que l'on appelle "domaine majeur", les deux autres étant considérés comme domaines mineurs. La lecture a constitué le domaine majeur des tests de 2000 et de 2009, les mathématiques des cycles 2003 et 2012, et les sciences des cycles 2006 et 2015 (résultats en décembre 2016).

Le programme PISA adopte une optique prospective : dans quelle mesure les jeunes de 15 ans des pays industrialisés sont-ils préparés à mobiliser leurs compétences dans la vie sociale et professionnelle ? Il ne s'agit pas d'évaluer les compétences ou connaissances des élèves par rapport aux *curricula* nationaux, mais bien de mesurer les compétences que les pays de l'OCDE ont, de concert, jugées essentielles pour tout futur adulte.

Dans le présent document, les performances ou le rendement des élèves représentent les compétences en lecture, mathématiques ou sciences mesurées *via* PISA à l'aide de tests papier-crayon d'une durée de deux heures, adressés à un échantillon représentatif d'élèves de 15 ans dans chaque pays participant. Les questions posées aux élèves impliquent souvent de comprendre les informations présentées de manière contextualisée (il ne s'agira jamais de résoudre une équation du 1^{er} degré ou une équation stœchiométrique présentées comme telles !). Les formats de questions sont variés (questions ouvertes courtes ou longues, questions fermées de différents formats).

Nous nous référons également à différentes variables socio-démographiques : le statut socio-économique, le sexe et le statut par rapport à l'immigration. Ces indices sont créés à partir d'informations fournies par les élèves eux-mêmes dans des questionnaires qu'ils remplissent après le test cognitif.

Le statut socio-économique, ou plus précisément le statut économique, social et culturel de l'élève (ESCS) est un indice composite composé à partir de trois indices : le statut socioprofessionnel des parents (basé sur les métiers exercés par les parents), le niveau de formation (nombre d'années d'études) des parents, ainsi que le patrimoine familial. Ce dernier indice inclut lui-même un grand nombre de variables parmi lesquelles les ressources culturelles disponibles dans le foyer (livres), les ressources éducatives (un endroit calme pour travailler, des ouvrages de références ou des logiciels éducatifs) ainsi que d'autres ressources (voiture, connexion internet...)

Le sexe est déterminé en fonction de la réponse de l'élève à la question "Êtes-vous une fille ou un garçon ?".

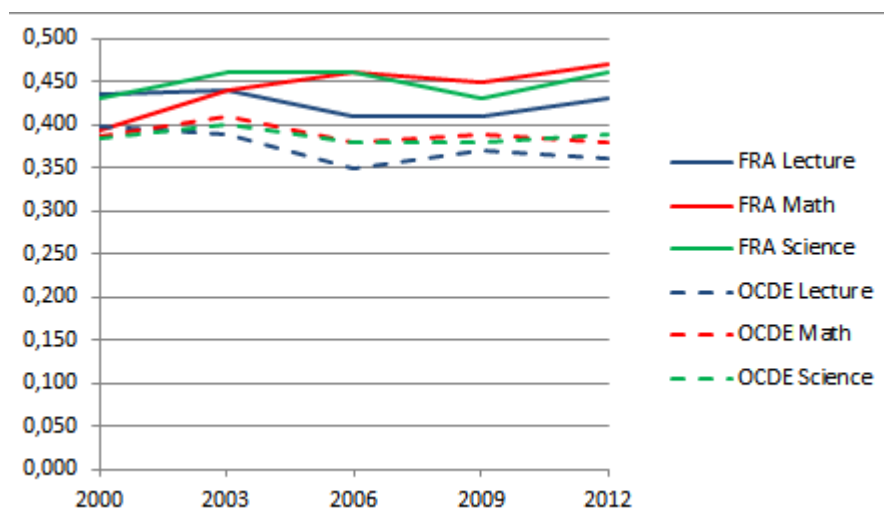
Le statut des élèves par rapport à l'immigration est créé à partir d'une question où l'on demande à l'élève si lui et ses parents sont, ou non, nés dans le pays de l'évaluation. L'élève est considéré comme "natif" si au moins un de ses parents est né dans le pays du test, "immigré de 2^e génération" s'il est né dans le pays de l'évaluation mais que ses deux parents sont nés dans un autre pays et

"immigré de 1^{re} génération" si l'élève et ses parents sont nés à l'étranger. Dans le présent rapport, nous avons opposé les élèves "natifs" aux élèves "immigrés", regroupant en une seule catégorie les immigrés de 1^{re} et 2^e générations.

I Évolution du déterminisme social : effets linéaires

Cette section présente les coefficients de corrélation entre le statut économique et la performance des élèves. Il s'agit de voir si l'augmentation du déterminisme social présentée par l'OCDE au moyen de coefficients de régression est confirmée par une analyse corrélationnelle. La figure 1 présente, pour la France et en moyenne pour les 30¹ pays de l'OCDE qui participent depuis 2000 à PISA, le coefficient de corrélation entre, d'une part, la performance dans les trois domaines d'évaluation principaux (lecture, mathématiques et sciences) et d'autre part, l'indice ESCS.

Figure 1 – Évolution de la corrélation entre ESCS et performance en France et dans les pays de l'OCDE, PISA 2000-2012



Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

Avant d'aborder la question de l'évolution du déterminisme social, il importe de souligner que **la France figure parmi les pays les plus inéquitables depuis les premiers cycles de l'enquête PISA**. En effet, comme l'illustre la figure 1, la corrélation entre performance et origine sociale en France est, depuis 2003, systématiquement supérieure à la moyenne OCDE. Les évolutions observées en France ou en moyenne au sein des pays de l'OCDE peuvent fluctuer d'un cycle à l'autre et d'un domaine à l'autre. En effet, au niveau de l'OCDE, en moyenne, on observe une légère diminution du déterminisme social entre 2003 et 2006, puis une relative stabilité au-delà du troisième cycle PISA. En France, on observe un accroissement entre

1. Les données des Pays-Bas et du Japon ne sont pas reprises dans les analyses de 2000. Par ailleurs, la Slovaquie et la Turquie n'ont pas participé à PISA 2000. Pour les cycles 2003 à 2012, les données analysées se basent sur les 30 pays de l'OCDE en 2003. Ne sont donc pas repris le Chili, l'Estonie, Israël et la Slovaquie.

les cycles 2009 et 2012 dans les trois domaines d'évaluation. En mathématiques, cet accroissement est relativement régulier au fil des cycles d'évaluation, alors que l'évolution du déterminisme social en sciences est assez irrégulière. En lecture, jusqu'à PISA 2009, on pouvait penser que la tendance en France était plutôt à la diminution du déterminisme social. S'arrêter à une comparaison 2000-2009 en lecture n'est pas dénué de fondements, dans la mesure où les comparaisons les plus fiables dans PISA s'opèrent entre deux cycles qui évaluent le même domaine "majeur" (2000 et 2009 pour la lecture, 2003 et 2012 pour les mathématiques). En lecture, l'enjeu à moyen terme sera de voir si 2018 confirme plutôt la tendance qui se dessinait jusqu'en 2009 ou si, au contraire, 2012 n'est pas un épiphénomène et a bel et bien marqué, pour la lecture, une recrudescence du déterminisme social en France.

Il n'existe malheureusement pas de norme pour déterminer si une différence de corrélation de 0,05 entre deux pays ou entre deux moments pour un pays donné doit être considérée, sur le plan pédagogique, comme substantielle ou négligeable. En tant qu'indicateur du déterminisme social, la corrélation a essentiellement une valeur relative et doit donc être interprétée comparativement à ce qui se passe dans d'autres pays.

Le tableau 1 présente la corrélation moyenne "ESCS-performance" observée au travers des trois domaines, par pays, en 2000 et en 2012, le rang respectif de chaque pays en 2000 et en 2012, ainsi que la différence de corrélation moyenne entre le premier et le dernier cycle PISA en date. Les pays sont classés en fonction de l'évolution observée (différence entre 2000 et 2012).

Dans la plupart des pays, on observe une diminution du déterminisme social. Dans certains cas, comme en Norvège, en Grande-Bretagne, en Allemagne ou aux Pays-Bas, la diminution des inégalités sociales de résultats est importante. Seuls neuf pays sur 26, dont la France, voient leur déterminisme social se renforcer entre 2000 et 2012. En 2000, en se basant sur la corrélation entre performance et ESCS, **la France était le 10^e pays le plus inéquitable de l'OCDE. En 2012, elle monte aux côtés de la Hongrie et de la Belgique sur le triste podium pour y obtenir la médaille d'argent.** Ce changement de classement pour la France résulte d'une légère augmentation de son déterminisme social mais aussi de sa réduction dans bon nombre de pays. Notons que les résultats les plus flagrants concernent plus des diminutions assez substantielles du déterminisme social dans certains pays (tels que les États-Unis, la Grande-Bretagne, ou encore l'Allemagne et la Suisse) que des augmentations. Il serait intéressant d'examiner les réformes éducatives mises en place dans certains systèmes éducatifs, notamment suite aux résultats de PISA 2000 qui ont pu représenter un véritable choc (en Allemagne par exemple), dont certaines ont pu viser à garantir plus d'équité.

Tableau 1 – Corrélations moyennes (à travers domaines) entre ESCS et performance dans les pays de l'OCDE, PISA 2000 et 2012

Pays	2000	2012	Différence	Classement 2000	Classement 2012
Mexique	0,42	0,33	-0,10	9	19
États-Unis	0,46	0,37	-0,09	4	15
Royaume-Uni	0,44	0,35	-0,09	6	17
Norvège	0,35	0,26	-0,09	19	26
Allemagne	0,48	0,40	-0,08	2	8
République tchèque	0,47	0,39	-0,08	3	10
Suisse	0,45	0,37	-0,08	5	13
Australie	0,40	0,35	-0,06	12	18
Canada	0,33	0,29	-0,04	22	22
Hongrie	0,50	0,47	-0,03	1	1
Corée	0,31	0,29	-0,02	23	24
Espagne	0,39	0,37	-0,02	15	14
Luxembourg	0,44	0,42	-0,02	8	5
Suède	0,33	0,32	-0,02	21	20
Belgique	0,44	0,44	0	7	3
Finlande	0,29	0,29	0	25	23
Danemark	0,40	0,40	0	14	9
Pologne	0,38	0,38	0,01	16	11
Islande	0,26	0,27	0,01	26	25
Italie	0,30	0,31	0,01	24	21
Portugal	0,41	0,43	0,02	11	4
Nouvelle-Zélande	0,40	0,42	0,02	13	6
Grèce	0,35	0,37	0,02	20	16
Irlande	0,36	0,38	0,03	18	12
France	0,42	0,46	0,04	10	2
Autriche	0,36	0,41	0,04	17	7

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

Lecture : en 2012, la moyenne des coefficients de corrélation linéaire entre l'indice de statut social (ESCS) et les scores en mathématiques, science et lecture pour la France est de 0,46. Ce coefficient est le 2^e plus élevé des 26 pays de l'OCDE (sur 34) étudiés ici.

II Évolution du déterminisme social : effets non linéaires

Les analyses de corrélation présentées ci-dessus postulent que la relation entre l'origine sociale et la performance des élèves est linéaire. Or, il se peut que l'effet de l'origine sociale sur le rendement scolaire soit plus important pour les élèves défavorisés que pour les élèves les mieux nantis. Il se pourrait aussi que l'origine sociale ne soit plus déterminante une fois un certain niveau de performance atteint, et que le déterminisme social affecte donc fortement les faibles, mais pas les plus forts. Il se pourrait encore que le déterminisme social affecte les élèves de manière différenciée en fonction d'une caractéristique individuelle, comme le sexe ou le statut par rapport à l'immigration.

Les analyses développées ci-après vont interroger le caractère linéaire de la relation entre origine sociale et résultats scolaires. Il ne s'agit pas de réaliser ici un exercice de haute voltige statistique par amour de la complexité. Si des relations non linéaires apparaissent, elles permettront de mieux comprendre les mécanismes scolaires de production des inégalités sociales en France, et donc d'imaginer des pistes d'amélioration. Ainsi, si le déterminisme social affecte davantage les élèves défavorisés ou les élèves faibles, il convient sans doute de mettre en place des politiques spécifiques, ou de voir si les politiques spécifiques actuelles sont efficaces ou si les conditions de scolarisation de ces élèves dans un contexte de ségrégation entre écoles ne favorisent pas le déterminisme social. Si l'on observe que le déterminisme social affecte plus les garçons que les filles dans tel ou tel domaine, il faut sans doute s'interroger sur des pratiques pédagogiques qui, sans renforcer les stéréotypes de genre, assurent à tous et toutes plus d'égalité de résultats.

Les analyses suivantes vont vérifier si le déterminisme social varie en fonction :

1. du niveau de performance ;
2. de l'origine sociale ;
3. d'une autre caractéristique individuelle.

La variance ou l'invariance du déterminisme social sera testée en recourant à :

1. la régression quantile pour déterminer si l'effet varie en fonction du niveau de performance des élèves ;
2. la régression quadratique pour déterminer si l'effet varie selon l'origine sociale et culturelle des élèves ;
3. la régression linéaire avec interaction pour déterminer si l'effet varie en fonction de sous-groupes pré-identifiés, tels que le sexe et le statut d'immigré ;
4. la régression linéaire en classes latentes, aussi dénommée régression linéaire mixte, pour déterminer si l'effet varie en fonction de sous-groupes préalablement non identifiés, c'est-à-dire en fonction de classes latentes.

II - Régressions quantiles, quadratiques, linéaires avec effets d'interaction et logistiques

La régression quantile

Les droites de régression linéaire par les moindres carrés essaient de s'ajuster au mieux aux moyennes de la variable dépendante conditionnellement aux variables indépendantes. Ainsi, par exemple, la régression linéaire permet de prédire le poids des individus en fonction de différentes tailles. Les régressions quantiles permettent de généraliser en quelque sorte cette technique à n'importe quel

percentile de la variable dépendante. On peut ainsi s'intéresser aux poids des individus les plus petits ou les plus grands. Dans ce rapport, la régression quantile a été utilisée pour étudier le déterminisme social pour différents niveaux de performances, et plus précisément pour les percentiles 10 et les percentiles 90 conditionnellement à l'origine sociale.

La régression quadratique

La régression linéaire exige que la relation entre la variable explicative et la variable à expliquer soit une droite, c'est-à-dire comme son nom l'indique, linéaire. On peut aisément concevoir qu'en dessous ou au dessus d'un certain seuil, l'effet s'estompe ou s'accroît progressivement. Ainsi, la pratique d'un sport améliore la condition physique des individus, mais une pratique excessive peut devenir nuisible. Les relations non linéaires peuvent être modélisées par la régression quadratique. En effet, à l'inverse de la régression linéaire, ce modèle ne postule pas que l'effet de la variable indépendante X sur la variable dépendante Y est constant tout au long du continuum du prédicteur. Mathématiquement, la régression quadratique s'écrit :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1(X_i) + \beta_2(X_i^2) \quad (1)$$

où Y correspond à la variable dépendante, β_0 à une constante (intercept), β_1 au coefficient de régression linéaire et β_2 au coefficient de curvilinearité.

Si le coefficient de curvilinearité diffère statistiquement de 0, la relation sera dite non linéaire, ou quadratique. Par contre, s'il ne diffère pas de 0, l'hypothèse de linéarité sera acceptée. Ce coefficient de curvilinearité peut théoriquement varier de $-\infty$ à $+\infty$.

La régression linéaire avec effets d'interaction

L'effet d'une variable indépendante sur une variable dépendante peut varier en fonction de certaines caractéristiques individuelles. Ainsi, bon nombre de personnes sont convaincues qu'une personne de sexe féminin ressentira plus vite les effets de la consommation de vin qu'une personne de sexe masculin. Pour confirmer cet effet variable selon le sexe, on peut, dans le cas présent, réaliser deux régressions linéaires, l'une avec des données recueillies chez les femmes et l'autre avec des données recueillies chez les hommes.

$$Y_i = \beta_{0H} + \beta_{1H}(X_i) \quad (2)$$

$$Y_i = \beta_{0F} + \beta_{1F}(X_i) \quad (3)$$

Cependant, cette procédure ne permet pas de déterminer si le coefficient (β_{1H}) observé pour les hommes diffère statistiquement du coefficient (β_{1F}) observé pour les femmes.

La modélisation statistique de l'interaction permet de répondre à cette question d'inférence statistique. Mathématiquement, l'estimation de l'interaction implique de calculer le coefficient de régression du produit des deux variables indépendantes.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1(X_i) + \beta_2(\text{Sexe}_i) + \beta_3(X_i \times \text{Sexe}_i) \quad (4)$$

Si le coefficient β_3 diffère statistiquement de 0, on peut affirmer que l'effet de la variable X (quantité d'alcool consommée) sur la variable Y (comportement) diffère selon que l'on est un homme ou une femme.

L'interaction désigne donc les cas où l'effet d'une variable sur une autre dépend de la valeur ou des modalités d'une troisième variable (être une fille *versus* garçon ou être natif *versus* d'origine immigrée) (Bressoux, 2010). Dans ce rapport, cet outil a été utilisé pour savoir si l'effet de l'origine sociale (ESCS) sur les performances variait selon le sexe et selon le statut par rapport à l'immigration.

L'odd ratio

La régression logistique permet de modéliser l'effet d'une variable sur une autre, lorsque la variable dépendante est catégorielle. Elle s'applique donc quand il s'agit d'étudier les déterminants de variables d'intérêt telles que la réussite ou l'échec scolaire, par exemple. L'odd ratio, ou rapport de chance, issu de la régression logistique indique le rapport de probabilité de deux facteurs. Dans notre cas, il s'agira d'examiner la probabilité conjointe d'avoir connu le redoublement et d'être issu de l'immigration.

1 Étude de la variabilité de l'effet ESCS en fonction du niveau de performance

L'analyse présentée ci-dessous permet de voir si l'intensité du déterminisme social est plus importante pour les élèves faibles ou pour les élèves forts. Le tableau 2 présente, pour la France, les coefficients de régressions quantiles (cf. encart II) pour les 10 % des élèves les plus faibles (P10) et pour les 10 % des élèves les plus forts (P90) en fonction de leur origine sociale, par cycle et par domaine d'évaluation. L'analyse a également été effectuée au niveau de l'ensemble des pays de l'OCDE, afin d'offrir un élément de comparaison international. Les figures 2, 3 et 4 reprennent les données françaises par domaine d'évaluation.

Le premier résultat marquant du tableau 2 est que **le déterminisme social est plus marqué pour les élèves les plus faibles conditionnellement à leur origine**. Ainsi, en France en 2012, le coefficient de régression au niveau du percentile 10 s'élève à 65,0 en lecture. L'indice ESCS a, au niveau international, une moyenne de 0 et un écart-type de 1. Cela implique que 68 % des individus ont un indice ESCS qui varie entre -1 et +1. Entre un enfant français issu d'un milieu moyennement favorisé (un indice ESCS de 0) et un enfant plutôt favorisé (un indice de 1 puisque seulement 16 % des individus sont plus favorisés), tous deux parmi les plus faibles (percentile 10) de leur groupe social, il y a 65 points de différence en lecture. La différence est importante : l'OCDE a estimé que l'on progresse d'environ 40 "points PISA" par année d'études. Pour les élèves les plus faibles, l'avantage de provenir d'un milieu favorisé est très conséquent. Par contre, pour les élèves les plus performants, qui se caractérisent probablement aussi par une motivation plus élevée et un travail scolaire plus assidu, par plus de connivences avec ce qui est attendu et légitimé par l'institution scolaire, le déterminisme social est moins prégnant. Le coefficient de régression en 2012 en lecture pour ce groupe est de 50,8. Cela signifie que même pour les élèves les plus performants, provenir d'une famille favorisée procure un net avantage par rapport au fait de provenir d'un milieu plus modeste, mais le gain lié au milieu social est moins conséquent pour les plus forts que pour les plus faibles.

Au niveau international, au sein des pays de l'OCDE, à une exception près, le déterminisme social est

Tableau 2 – Coefficients de régression quantile pour les percentiles 10 et 90 en France et dans les pays de l'OCDE, PISA 2000-2012

		FRANCE			OCDE		
		P10	P90	P10/P90	P10	P90	P10/P90
Lecture	2000	49,9	33,4	1,49	44,2	34,9	1,27
	2003	54,3	36,5	1,49	44,9	34,6	1,30
	2006	59,7	35,2	1,70	42,2	32,5	1,30
	2009	55,2	42,1	1,31	41,0	33,6	1,22
	2012	65,0	50,8	1,28	38,5	34,2	1,13
Mathématiques	2000	35,8	32,1	1,12	41,1	34,3	1,20
	2003	42,5	38,3	1,11	40,7	38,7	1,05
	2006	48,7	44,5	1,09	37,2	35,8	1,04
	2009	54,1	47,9	1,13	39,6	37,3	1,06
	2012	57,9	53,4	1,08	36,4	37,8	0,96
Sciences	2000	48,4	48,3	1,0	38,8	36,4	1,07
	2003	54,7	44,4	1,23	44,4	39,3	1,13
	2006	53,3	44,0	1,21	38,6	35,9	1,08
	2009	55,7	46,9	1,19	41,4	36,4	1,14
	2012	68,0	48,1	1,41	38,9	35,7	1,09

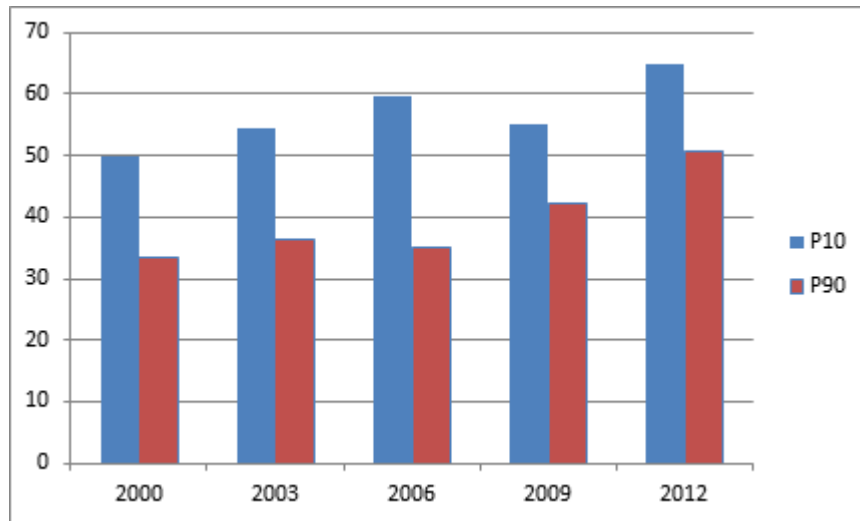
Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

Note de lecture : le tableau présente les coefficients de régressions quantile estimé au 10^e et 90^e percentiles. En France, en 2012, gagner une unité d'indice de statut social est associé à une augmentation de 65 points de performances en lecture pour les 10 % d'élèves les moins performants. Pour les 10 % les meilleurs, cette quantité est de 50,8 points. Ainsi, une élévation de la position sociale améliore davantage les performances en lecture pour les élèves les plus faibles que pour les élèves les plus performants.

également plus prononcé pour les élèves peu performants. Il convient toutefois de noter que les rapports entre les coefficients de régression des percentiles 10 et 90 sont presque systématiquement plus élevés en France qu'en moyenne au sein des pays de l'OCDE. En d'autres termes, **même si dans les autres pays industrialisés on observe aussi que le déterminisme social est plus important pour les élèves peu performants que pour les élèves plus performants, la situation est particulièrement préjudiciable pour les plus faibles en France**. Les politiques d'aide aux élèves en difficultés scolaires ne semblent pas atteindre les effets escomptés, ce que dénonce par ailleurs Merle (2012). Felouzis (2015) ne dit pas autre chose quand il analyse l'efficacité des politiques compensatoires pour lutter contre les inégalités scolaires : les moyens financiers conséquents alloués aux écoles les plus défavorisées devraient, selon un principe de justice corrective, compenser les désavantages liés au fait d'habiter dans des quartiers défavorisés. Les résultats de telles politiques sont peu encourageants, ce qui pourrait amener à conclure qu'en ne luttant pas contre la ségrégation scolaire, mais "seulement" contre ses effets, on arrive finalement moins à corriger les inégalités qu'à les maintenir.

Les rapports entre les coefficients de régression quantile observés aux percentiles 10 et 90 montrent que

Figure 2 – Déterminisme social en France en lecture aux percentiles 10 et 90 conditionnellement à l'origine sociale, PISA 2000-2012



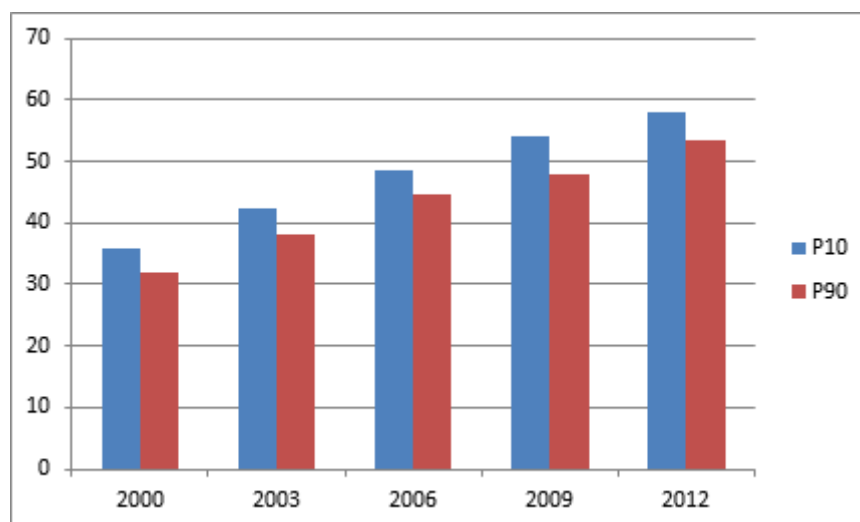
Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

la variabilité de l'effet est particulièrement prononcée en lecture. Ainsi, en 2006, le coefficient observé au percentile 10 est 1,70 fois plus élevé qu'au percentile 90. Par contre, en mathématiques, le déterminisme social varie peu selon le niveau de performance scolaire (le coefficient observé au P10 en 2012 n'est qu'1,08 fois plus élevé que celui observé au P90).

Pour expliquer l'effet différencié du déterminisme social en fonction des disciplines (figures 2, 3 et 4), on peut émettre l'hypothèse du monopole plus ou moins grand de l'école pour l'acquisition de certaines compétences scolaires. En mathématiques, on peut imaginer que l'école joue un rôle prééminent pour l'apprentissage de cette discipline relativement scolaire, dans le sens où une majorité de parents n'incitent pas leurs enfants à faire des exercices quotidiens dans des contextes variés en dehors de ceux demandés par l'école. Si le "capital mathématique" des familles est peu sollicité par l'école, l'impact du milieu social sur les performances en mathématiques est logiquement moins important. Il en va sans doute autrement pour la maîtrise de la langue d'enseignement. L'école n'a évidemment pas l'apanage d'un enseignement qui commence dès la naissance, et qui va largement s'exercer, au moins à l'oral, dans une multitude de situations quotidiennes. Les enfants peu performants mais issus d'un milieu favorisé baignent probablement dans un environnement linguistique plus riche et varié que leurs condisciples peu performants moins nantis, ce qui peut constituer un atout majeur dans le cadre de l'évaluation de la compréhension de l'écrit. Il n'est dès lors pas étonnant d'observer, pour les élèves les plus faibles, un déterminisme social plus élevé en compréhension de l'écrit qu'en mathématiques.

Enfin, **sur le plan diachronique, entre 2000 et 2012, on observe en France une augmentation substantielle du déterminisme social.** Pour les élèves les plus faibles, quelle que soit la discipline, le coefficient de régression quantile est plus élevé en 2012 qu'en 2000. L'augmentation va de 30 % en lecture à 62 % en mathématiques. On observe le même phénomène pour les élèves les plus compétents (augmentation de 52 % en lecture et de 66 % en mathématiques), à l'exception des sciences où il n'y a pas d'augmentation. En d'autres termes, la régression quantile, comme la régression linéaire, montre une augmentation du

Figure 3 – Déterminisme social en France en mathématiques aux percentiles 10 et 90 conditionnellement à l'origine sociale, PISA 2000-2012



Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

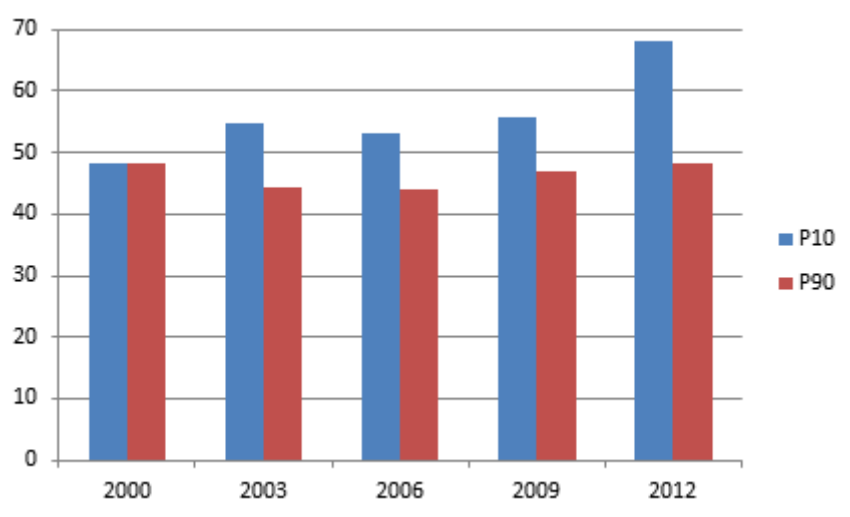
déterminisme social en France, accroissement qui vaut pour tous les niveaux de performance des élèves. Au niveau international, on constate à l'inverse une légère diminution du déterminisme social pour les élèves les plus faibles (-13 % en lecture, -11 % en mathématiques, 0 % en sciences), et une tendance à la stagnation (en lecture et sciences) ou une légère hausse (+10 % en mathématiques) pour les élèves les plus performants.

2 Étude de la variabilité de l'effet SES en fonction de l'origine sociale

La section précédente avait pour objet de vérifier la variance ou l'invariance du déterminisme social en fonction du niveau de performance. Il importe à présent de vérifier si le déterminisme social ne varie pas en fonction de l'origine sociale de l'élève. En effet, on peut aisément imaginer qu'au-dessous d'un niveau socio-économique "seuil" ou au-dessus d'un niveau "plafond", les variations socio-économiques ne se traduisent plus par des modifications de performance. Il se pourrait par exemple qu'une fois un certain niveau d'aisance économique atteint, les ressources économiques et culturelles familiales sont telles qu'en posséder davantage ne se traduirait pas par une augmentation comparable à celle qu'on l'on observe lorsque l'on passe d'un niveau moyen à un niveau élevé sur l'échelle socio-économique.

La figure 2 illustre, à partir des données de la France présentées dans le tableau 2, la relation entre origine sociale et performance scolaire lorsque la relation statut socio-économique-performance n'est pas linéaire mais curvilinéaire (cf. encart II). En 2003, en lecture (où l'on observe un coefficient curvilinéaire négatif), **l'effet de l'origine sociale tend à diminuer au fur et à mesure que l'individu devient de plus en plus privilégié**. En d'autres termes, l'effet ESCS est très prégnant pour les élèves défavorisés, puis à partir d'un certain niveau socio-économique, l'effet se réduit. Par contre, les données de 2012 en lecture (où l'on observe un coefficient curvilinéaire positif) montrent que **plus l'individu provient d'un milieu favorisé, plus l'effet de son origine sociale sur sa performance scolaire se fait ressentir. À l'inverse,**

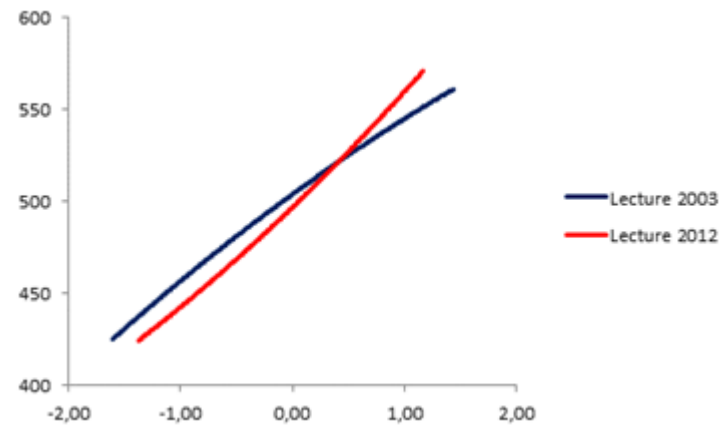
Figure 4 – Déterminisme social en France en sciences aux percentiles 10 et 90 conditionnellement à l'origine sociale, PISA 2000-2012



Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

pour les plus défavorisés, l'effet de l'origine sociale s'estompe progressivement au fur et à mesure que l'élève provient d'un milieu de plus en plus défavorisé.

Figure 5 – Deux types de relations quadratiques illustrant la relation entre ESCS et performance en lecture. France, PISA 2003 et 2012



Note de lecture : prédictions des modèles de régressions quadratiques entre indice de statut social et performance de lecture en France en 2003 et 2012.

Le tableau 3 présente, pour la France, les coefficients des régressions quadratiques avec, pour variable dépendante, l'un des trois domaines cognitifs mesurés par PISA, et comme variable indépendante, le statut économique, social et culturel de l'élève (ESCS), ainsi que son carré (coefficient de curvilinéarité).

Tous les intercepts et tous les coefficients de linéarité diffèrent statistiquement de 0. Par contre, seulement quatre (en gras dans le tableau) coefficients de curvilinéarité diffèrent de 0. Quatre des quinze

Tableau 3 – Coefficients de régression quadratique, effet de l'ESCS sur les performances en France, PISA 2000-2012

Cycle	Domaine	Intercept		Linéarité		Curvilinearité	
		Valeur	ET	Valeur	ET	Valeur	ET
2000	Lecture	511,7	(2,44)	43,5	(2,20)	1,43	(1,09)
	Mathématiques	524,3	(2,48)	37,9	(2,53)	0,2	(1,38)
	Sciences	507,6	(3,20)	47,9	(2,62)	1,4	(1,72)
2003	Lecture	503,9	(2,34)	44,2	(2,56)	-3,1	(1,44)
	Mathématiques	516,8	(2,08)	42,5	(2,29)	-1,3	(1,33)
	Sciences	516,6	(2,64)	54,1	(2,98)	0,5	(1,52)
2006	Lecture	493,7	(4,05)	48,3	(2,82)	-0,03	(2,1)
	Mathématiques	501,3	(2,84)	51,0	(2,59)	0,9	(1,79)
	Sciences	501,3	(3,09)	54,1	(2,51)	1,1	(1,88)
2009	Lecture	505,7	(3,27)	50,0	(3,09)	-1,5	(1,86)
	Mathématiques	506,6	(2,83)	52,3	(3,06)	-1,2	(1,75)
	Sciences	508,4	(3,45)	50,6	(3,11)	-1,7	(1,93)
2012	Lecture	507,6	(2,81)	59,8	(3,10)	4,8	(1,75)
	Mathématiques	496,8	(2,37)	58,7	(2,26)	4,3	(1,47)
	Sciences	500,6	(2,76)	59,0	(2,45)	4,5	(1,40)

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs. Tous les coefficients linéaires et les constantes sont significatives. On présente en gras les coefficients significatifs associés au carré de l'indice de statut social (ESCS).

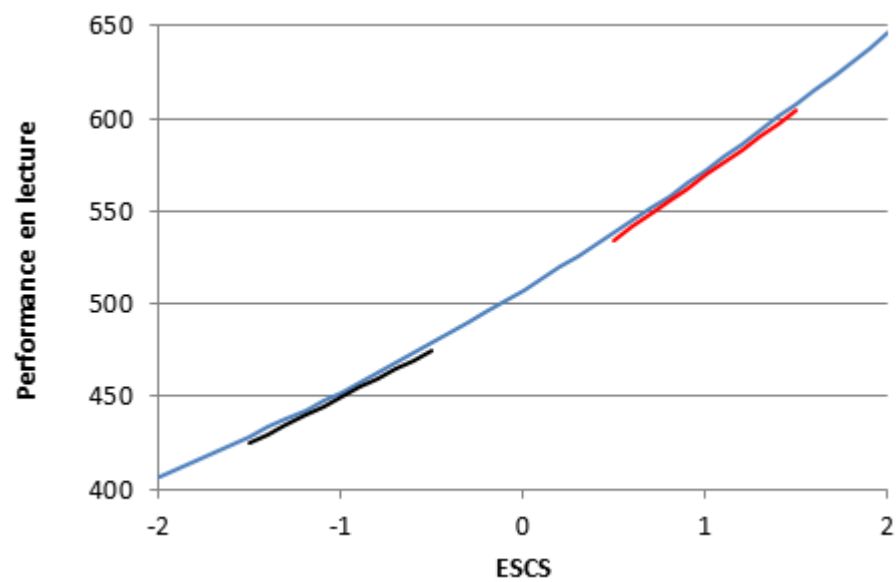
Note de lecture : le tableau présente les coefficients de régressions linéaires des scores PISA sur l'indice de statut social (ESCS) et son carré. En 2012, en France, il existe une relation quadratique significative entre les performances et l'indice de position sociale (ESCS) de l'OCDE.

relations étudiées sont curvilinéaires, traduisant des effets de l'origine sociale différenciés selon le profil socio-économique des élèves. Ces relations curvilinéaires sont observées en lecture en 2003 (- 3,06), et dans chaque domaine d'évaluation en 2012 (respectivement + 4,76, + 4,30 et + 4,51 pour la lecture, les mathématiques et les sciences).

PISA 2012 apparaît donc comme un cycle singulier pour l'étude du déterminisme social en France, puisque l'effet de l'origine sociale sur la performance scolaire sera d'autant plus élevé que l'élève provient d'un milieu privilégié. Pour illustrer cet accroissement, il suffit de prendre la tangente en deux points donnés, qui s'obtient aisément par la dérivée première de l'équation quadratique. Si l'on se réfère à la lecture en 2012, la tangente (ou coefficient de linéarité) au point $X=-1$ est égale à $59,8 - [2(4,76)] = 50,28$, alors qu'au point $X=+1$, ce coefficient est égal à $59,8 + [2(4,76)] = 69,32$.

La figure 6 représente la régression quadratique en lecture pour PISA 2012 ainsi que les dérivées aux deux points susmentionnés.

Figure 6 – Régression quadratique : la relation entre ESCS et performance en lecture. France, PISA 2012



Note de lecture : prédictions des modèles de régressions quadratiques entre indice de statut social et performance de lecture en France en 2012. On représente les tangentes à la courbe illustrant l'accroissement du déterminisme social en France.

Les données de PISA 2015 permettront de confirmer ou d'infirmer cette tendance. Si cette dernière se confirmait, il importerait de mener des investigations pour mieux comprendre ce phénomène qui, en terme de politiques éducatives, pourrait signifier que les priorités éducatives se décentrent progressivement des publics défavorisés vers des publics plus favorisés. Jusque-là, il faut rester prudent, 2012 constituant jusqu'ici une exception dans l'ensemble des données.

La France est-elle le seul pays à présenter des relations non linéaires entre origine sociale et performance scolaire ? Les données présentées pour la France dans le tableau 3 ont également été calculées pour tous les pays de l'OCDE et dans tous les domaines d'évaluation à partir du cycle 2003. Ainsi, le tableau A1 repris en annexe présente, par pays, le nombre de coefficients de curvilinearité statistiquement inférieurs à 0, qui ne diffèrent pas de 0 et statistiquement supérieurs à 0. Les pays sont classés par niveau moyen de performance, estimé par la moyenne arithmétique des performances moyennes des élèves, à travers les cycles et les disciplines évaluées. Au niveau international, la majorité (61 %) des relations entre origine sociale et performances scolaires sont linéaires. Environ 24 % des relations présentent une curvilinearité croissante et environ 15 % une curvilinearité décroissante.

Tableau 4 – Corrélations entre les coefficients quadratiques et les performances moyennes pour les pays de l'OCDE et les pays partenaires, PISA 2000-2012

	PISA 2000 n=26	PISA 2003 n=41	PISA 2006 n=57	PISA 2009 n=65	PISA 2012 n=67
Lecture	0,18	-0,35	-0,5	-0,48	-0,22
Mathématiques	-0,18	-0,47	-0,55	-0,51	-0,36
Sciences	-0,02	-0,47	-0,53	-0,54	-0,32

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

Note de lecture : en 2000, le coefficient de corrélation entre la performance moyenne par pays et la valeur du coefficient associé au carré du score de statut social (ESCS) est de 0,18.

Comme en témoigne le tableau 4, qui présente la corrélation au niveau des pays entre le coefficient de curvilinearité et la performance moyenne, par cycle et par discipline, **les pays peu performants ont tendance à présenter une curvilinearité croissante, témoignant que l'effet de l'origine sociale augmente pour les élèves issus de milieux privilégiés, alors que les pays les plus performants semblent plutôt présenter une curvilinearité décroissante. Sur la base de ces résultats, nous devrions plutôt nous attendre à une curvilinearité décroissante pour la France**, ce qui rend d'autant plus singulière la situation observée en 2012.

3 Étude de la variabilité de l'effet ESCS en fonction de sous-populations prédéterminées

L'effet de l'origine sociale peut également varier en fonction de certaines caractéristiques individuelles telles que le sexe ou le statut par rapport à l'immigration. Dans la section consacrée aux régressions quantiles, nous avons avancé l'hypothèse que le plus faible coefficient de régression observé au niveau du percentile 90 comparativement aux coefficients observés au niveau du percentile 10 pouvait aussi résulter

de l'effet compensatoire de la motivation et du travail scolaire.

De nombreuses études confirment le comportement plus scolaire des filles comparativement aux garçons (Dubet, 2010 ; Duru-Bellat, 2010). Ainsi dans des systèmes scolaires qui appliquent le regroupement homogène horizontal et vertical en recourant à la différenciation précoce de l'enseignement (filières) et au redoublement, les filles se retrouvent plus nombreuses dans les filières académiques et les garçons dans les filières professionnelles. En outre, les garçons se caractérisent généralement par un retard scolaire plus important. Il est dès lors logique d'émettre l'hypothèse que l'effet de l'origine sociale sur la performance scolaire pourrait s'avérer plus élevé pour les élèves de sexe masculin.

Ce que l'on peut dire des garçons vaut dans une large mesure pour les élèves d'origine immigrée. Dans les pays européens accueillant une proportion relativement importante d'élèves de 15 ans issus de l'immigration (1^{re} ou 2^e génération), les élèves d'origine immigrée ont significativement plus de risques de redoubler que les natifs (Baye, 2015). Pour la France, Brinbaum et Kieffer (2010) ont montré que les élèves d'origine maghrébine étaient fréquemment orientés par "dépit" dans les filières technologiques. Il nous est dès lors apparu utile de vérifier la variabilité de l'effet socio-économique selon que l'élève est natif ou issu de l'immigration. Les effets d'interactions (cf. encart II) ont été calculés. Ils permettent de voir si l'effet du statut socio-économique sur les performances varie selon que l'on est une fille ou un garçon, ou encore selon que l'on est né en France ou issu de l'immigration.

A Genre et déterminisme social

Concernant la dimension "genre", sur les cinq premiers cycles PISA, pour l'ensemble des pays participants et pour les trois disciplines évaluées, dans 92 % des cas, l'effet de l'origine sociale sur la performance scolaire des élèves ne varie pas de manière significative en fonction du sexe. En France, sur les 15 tests réalisés (cinq cycles pour trois disciplines), un seul cas s'est avéré significatif. **Le déterminisme social est donc largement indépendant du sexe en France, tout comme dans les autres pays industrialisés.**

B Statut par rapport à l'immigration et déterminisme social

a) Variabilité de l'effet ESCS en fonction du statut par rapport à l'immigration

Contrairement à ce que l'on observe pour le sexe, **en France, le déterminisme social varie substantiellement selon que l'élève est natif ou est issu de l'immigration.** Le tableau 5 présente les effets d'interactions entre l'origine sociale et le statut de l'élève par rapport à l'immigration. Ainsi, en 2000, en lecture, le coefficient de régression pour les élèves issus de l'immigration s'élève à 25,3. Pour les natifs, il est de $25,3 + 19,1$ (soit la valeur de l'interaction), c'est-à-dire de 44,4. En d'autres termes, alors que pour les élèves d'origine immigrée, l'effet d'une origine sociale plus élevée va se traduire par un gain de 25,3 points en termes de performance en lecture, pour les natifs, une origine sociale plus élevée équivaldra à une augmentation de 44,4 points sur l'échelle de performance en lecture. Les effets d'interactions significatifs sont présentés en gras dans le tableau 5.

Les effets d'interactions entre statut socio-économique et statut par rapport à l'immigration sont assez importants (en moyenne 20 points). Le tableau 5 met également en évidence certaines évolutions diachroniques : à l'exception de 2003 où les effets d'interactions sont à leur niveau le plus bas, **les effets**

d'interactions ont augmenté en France sur la période 2000-2012. Pour reprendre l'exemple de la lecture, on voit que l'effet d'interaction est près de deux fois plus important en 2012 qu'en 2000, passant de 19,1 à 29,9. **Tout se passe comme si, au fil de la dernière décennie, en fonction du statut par rapport à l'immigration, la question du déterminisme social se posait en des termes de plus en plus différents.**

Tableau 5 – Coefficients de régression de l'origine sociale, de l'origine immigrée et leur interaction en France, PISA 2000-2012

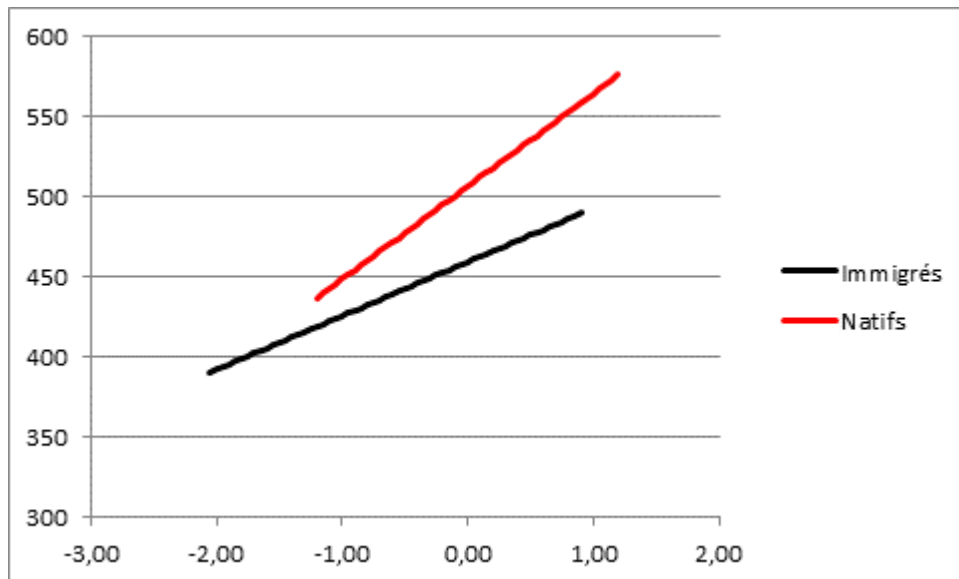
Cycle	Domaine	ESCS		Statut par rapport à l'immigration		Interaction	
		Valeur	ET	Valeur	ET	Valeur	ET
2000	Lecture	25,3	(3,50)	29,2	(5,74)	19,1	(3,90)
	Mathématiques	20,4	(5,94)	29,3	(7,96)	18,9	(6,54)
	Sciences	25,0	(5,43)	48,2	(8,42)	23,2	(6,01)
2003	Lecture	38,2	(5,90)	24,0	(7,29)	6,4	(5,68)
	Mathématiques	34,2	(4,39)	25,6	(6,69)	8,3	(4,57)
	Sciences	37,6	(5,33)	32,7	(8,44)	17,7	(5,28)
2006	Lecture	31,8	(5,67)	18,7	(8,29)	19,2	(5,92)
	Mathématiques	37,8	(5,85)	27,8	(8,90)	13,4	(5,51)
	Sciences	34,9	(5,46)	31,9	(8,56)	21,1	(5,40)
2009	Lecture	30,5	(6,26)	41,4	(9,02)	20,8	(6,50)
	Mathématiques	31,0	(6,08)	47,5	(8,61)	22,2	(6,04)
	Sciences	28,7	(5,76)	49,9	(7,99)	23,1	(6,09)
2012	Lecture	29,4	(6,71)	48,7	(8,95)	29,9	(7,43)
	Mathématiques	31,9	(5,99)	48,0	(7,64)	25,6	(6,34)
	Sciences	31,4	(6,09)	57,4	(8,40)	25,1	(6,61)

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

Note de lecture : le tableau présente les coefficients de régressions linéaires des scores PISA sur l'indice de statut social (ESCS), une variable mesurant le statut par rapport à la migration et l'interaction entre ces deux variables. Tous les coefficients linéaires associés à la variable statut social et migration sont significatifs. On présente en gras les coefficients significatifs associés à l'interaction entre les deux variables.

La figure 7 illustre très bien que les élèves **natifs** sont en moyenne **plus performants** que les élèves issus de l'immigration (leur droite de régression est située plus haut par rapport à l'axe des performances), qu'ils sont issus en moyenne de milieux **plus favorisés** (leur droite de régression est décalée sur la droite de l'axe représentant l'indice ESCS) et enfin que **l'effet de leur origine sociale sur leur performance scolaire est nettement plus élevé** (leur droite de régression est nettement plus pentue que celle des élèves issus

Figure 7 – Gradients ESCS selon le statut par rapport à l'immigration en France, PISA 2012, mathématiques



Sources : enquêtes PISA, estimations des auteurs.

de l'immigration).

Le tableau 6 présente le lien entre origine sociale et performances scolaires non plus sous la forme de coefficients de régression mais bien sous la forme de coefficients de corrélation.

Le tableau 7 présente les mêmes données sous un autre angle : seul le différentiel natifs/immigrés en matière de déterminisme social a été retenu, ce qui permet de voir comment a évolué le déterminisme social de manière différenciée selon l'origine culturelle.

Sur l'ensemble des corrélations calculées (une par cycle et par domaine tant pour les élèves natifs que pour ceux issus de l'immigration), on observe une différence notable entre natifs et immigrés en matière de déterminisme social : en moyenne, la corrélation ESCS/performances pour les élèves issus de l'immigration est de 0,32 et de 0,43 pour les natifs, soit une différence de 0,11 sur l'ensemble des cycles et des domaines d'évaluation.

Le cycle 2003 constitue une exception, dans la mesure où l'origine culturelle ne semble pas influencer sur l'intensité du déterminisme social. Il s'agit du seul cycle PISA où natifs et immigrés semblent égaux face à l'inéquité sociale, avec des corrélations avoisinant les 0,40, quelle que soit l'origine culturelle de l'élève. En revanche, en 2012, les différences entre natifs et immigrés sont considérables puisque les corrélations ESCS/performances observées pour les natifs sont pratiquement deux fois plus élevées que les corrélations observées au sein des populations immigrées. **Par rapport à 2003, le déterminisme social a donc eu tendance à s'accroître pour les natifs, mais le plus étonnant est sans doute la forte dissolution du lien origine sociale/performances pour les élèves d'origine immigrée, qui se traduit, dans le tableau 7, par une augmentation du différentiel entre natifs et immigrés.**

Tableau 6 – Corrélation entre ESCS et performances en France, selon le statut d'immigration, PISA 2000-2012

Cycle	Statut	Lecture	Mathématiques	Sciences
2000	Immigré	0,309	0,253	0,269
	Natif	0,427	0,385	0,418
2003	Immigré	0,422	0,409	0,376
	Natif	0,406	0,409	0,437
2006	Immigré	0,316	0,395	0,352
	Natif	0,407	0,450	0,459
2009	Immigré	0,281	0,315	0,286
	Natif	0,400	0,432	0,415
2012	Immigré	0,230	0,285	0,261
	Natif	0,435	0,470	0,458

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

La diminution du coefficient de corrélation ESCS/performance des élèves d'origine immigrée pourrait résulter d'une diminution de la variance de l'ESCS ou des performances. En ce qui concerne les performances, on observe au contraire une augmentation de la variance chez les élèves issus de l'immigration (tableau 8). Par contre, la variance de l'indice socio-économique diminue (tableau 9) entre 2000 et 2012. Cette diminution va de pair avec une augmentation du niveau socio-économique moyen pour les élèves issus de l'immigration (celui des natifs reste stable). Entre 2000 et 2012, l'indice socio-économique des élèves issus de l'immigration est passé de -0,82 à -0,52 (tableau 10). La situation de grande précarité des élèves issus de l'immigration s'est améliorée, bien qu'elle reste largement inférieure à celle des natifs. En outre, en examinant l'indice socio-économique aux extrémités de la distribution, on constate une nette amélioration pour les élèves les plus démunis (percentile 10), et peu de changements pour les élèves immigrés les plus favorisés.

Tableau 7 – Différentiel natifs/immigrés en termes de déterminisme social (corrélation ESCS/performances pour les natifs moins corrélation ESCS/performances pour les immigrés), France, PISA 2000-2012

Cycle	Lecture	Mathématiques	Sciences
2000	0,12	0,13	0,15
2003	-0,02	0,00	0,06
2006	0,09	0,06	0,11
2009	0,12	0,12	0,13
2012	0,21	0,19	0,20

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

Tableau 8 – Écarts-types des scores pour les élèves d'origine immigrée. France, PISA 2000-PISA 2012

	Lecture	Mathématiques	Sciences
PISA 2000	89	89	99
PISA 2003	100	93	111
PISA 2009	105	100	104
PISA 2012	107	97	99
PISA 2015	110	96	104

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

Si elles nous apportent un éclairage sur l'évolution de la situation socio-économique des élèves issus de l'immigration en France, ces analyses ne permettent pas de comprendre pourquoi, pour les élèves issus de l'immigration, la variabilité des positions sociales importe de moins en moins pour la réussite scolaire, contrairement aux natifs. Trois types d'analyses ont été effectuées pour creuser la question du lien entre statut par rapport à l'immigration et inégalités de résultats. Dans un premier temps, la perspective internationale est utilisée pour renseigner sur la spécificité de la France en termes d'asymétrie du déterminisme social entre natifs et non-natifs. Dans un second temps, l'évolution des parcours des élèves (en termes de retard scolaire) a permis d'examiner comment a évolué la relation "redoublement / statut socio-économique" pour les élèves issus de l'immigration. Enfin, nous nous sommes intéressés aux conditions de scolarisation des élèves issus de l'immigration et avons examiné s'ils sont plus regroupés que jadis dans les mêmes écoles.

Tableau 9 – Écart-types de la variable ESCS pour les élèves d'origine immigrée. France, PISA 2000-PISA 2012

	Écart-type
PISA 2000	1,09
PISA 2003	1,11
PISA 2009	1,05
PISA 2012	0,98
PISA 2015	0,86

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

Tableau 10 – Indice ESCS des élèves immigrés à différents niveaux de la distribution. France, PISA 2000 - PISA 2012

	Moyenne ESCS	ESCS P10	ESCS P90
PISA 2000	-0,82	-2,32	0,66
PISA 2003	-0,77	-2,30	0,66
PISA 2009	-0,59	-1,96	0,96
PISA 2012	-0,66	-1,90	0,56
PISA 2015	-0,53	-1,63	0,62

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

La France est-elle le seul pays à présenter un déterminisme social sur les acquis scolaires plus important pour les natifs que pour les élèves immigrés ? Le tableau 11 présente, par pays, le nombre d'interactions positives (cas où le déterminisme social est plus important pour les natifs), nulles ou négatives (cas où le déterminisme social est plus important pour les immigrés). Plusieurs pays n'ont pas été retenus, car le nombre d'immigrés qui y habitent est trop faible pour obtenir des estimations fiables. Quinze interactions ont été calculées pour chaque pays (trois domaines d'évaluation pour cinq cycles PISA).

Quatre pays se caractérisent par un nombre élevé d'occurrences où le déterminisme social est plus important chez les natifs que chez les immigrés. En France et en Belgique, presque toutes les interactions sont positives ; aux Pays-Bas et au Danemark, deux tiers des interactions sont positives. On observe égale-

Tableau 11 – Nombre d'interactions significatives entre ESCS et statut par rapport à l'immigration, PISA 2000-2012

Pays	Négative	Nulle	Positive
Australie	0	12	3
Autriche	3	10	2
Belgique	0	2	13
Canada	0	14	1
Suisse	0	14	1
République tchèque	0	15	0
Allemagne	0	7	8
Danemark	0	5	10
Espagne	0	14	1
Finlande	0	15	0
France	0	2	13
Royaume-Uni	0	12	3
Grèce	0	13	2
Hongrie	0	14	1
Irlande	0	14	1
Islande	0	13	2
Italie	0	15	0
Luxembourg	4	11	0
Mexique	0	14	1
Pays-Bas	0	1	11
Norvège	0	13	2
Nouvelle-Zélande	5	10	0
Portugal	1	14	0
Suède	0	13	2
États-Unis	0	8	6

Sources : enquêtes PISA, calculs des auteurs.

ment le phénomène en Allemagne et aux États-Unis, mais dans une moindre mesure. Le tableau A.4 repris en annexe présente le nombre de fois où la corrélation observée pour la sous-population de natifs diffère statistiquement de la corrélation observée au sein de la population immigrée. À nouveau, la France s'illustre par un nombre élevé de différences significatives.

Ce résultat est assez troublant et nécessite de plus amples investigations. À ce stade, la perspective internationale adoptée ici permet de dresser un premier constat indiquant que la France fait partie d'un groupe de quatre ou cinq pays, si l'on inclut l'Allemagne, où l'on pointe des relations de déterminisme social asymétriques entre les immigrés et les natifs. Ces pays (France, Belgique, Pays-Bas, Danemark, Allemagne) sont géographiquement proches et connaissent sans doute d'autres proximités en termes de type d'immigration ou encore, hormis le Danemark, en termes de mécanismes structurels de gestion de l'hétérogénéité des publics scolaires.

b) Parcours scolaires des élèves issus de l'immigration

La théorie de la discontinuité culturelle (Lahire, 2008) pourrait légitimer le fait que les élèves d'origine immigrée connaissent plus l'échec scolaire que les natifs, dans la mesure où ils n'emmènent pas avec eux à l'école les codes culturels et linguistiques légitimés par l'institution scolaire. La régression logistique présentée dans le tableau 12 montre le risque (odd ratio, cf. encart II) pour un élève d'origine immigrée d'avoir déjà redoublé à l'âge de 15 ans comparativement à un élève natif. Les différences significatives ($p. < 0.05$) sont marquées en gras. À l'exception du cycle 2003, les élèves issus de l'immigration ont plus de risques de connaître l'échec scolaire que leurs pairs natifs. Le tableau montre également une évolution de la propension des élèves non natifs à avoir déjà redoublé à 15 ans, puisque ce risque est près de trois fois supérieur à celui des élèves natifs lors de la dernière prise de données en 2012, alors que jusqu'en 2006, le risque était soit comparable à celui des natifs, soit de l'ordre d'une fois et demi supérieur.

Tableau 12 – Risque (odd ratio) d'avoir connu le redoublement à 15 ans pour les élèves d'origine immigrée. France, PISA 2000-2012

Cycle	
2000	1,60
2003	1,34
2006	1,59
2009	2,04
2012	2,88

Ces résultats confirmeraient l'hypothèse d'un écart économique, linguistique et culturel qui rendrait les élèves issus de l'immigration moins prêts à surmonter les exigences scolaires et plus susceptibles de redoubler. Les données du tableau 13 imposent une grille de lecture différente. Les risques relatifs de redoubler pour les immigrés par rapport aux natifs ont été calculés sous contrôle du niveau socio-économique et des performances dans les trois domaines mesurés par PISA. En 2000 et 2003, à niveau de compétence et à niveau socio-économique équivalents, les élèves d'origine immigrée avaient redoublé, en fait, significativement moins que les natifs (là où le risque de redoubler pour les natifs était de 1, celui des élèves d'origine immigrée était de 1/2). Certes ils étaient en moyenne moins compétents et plus défavorisés, mais tout se passe comme si, une fois franchie la barrière académique et sociale, ils étaient en fait moins stigmatisés par l'institution scolaire, comme si pour eux, l'ascension dans la classe supérieure était favorisée une fois repérés des signes d'aisance académique ou socio-économique, comme s'ils bénéficiaient d'un petit coup de pouce à la méritocratie. Mais cette inégalité avantageuse pouvait aussi traduire des effets d'attentes moins élevées à leur égard, un "c'est déjà bien pour eux".

La situation a évolué à partir du cycle 2006. À niveau de compétence et à niveau socio-économique équivalents, "immigrés" et "natifs" connaissent les mêmes risques de redoublement. Après 2006, les élèves issus de l'immigration connaissent donc massivement plus le redoublement que les natifs, et ils ne semblent plus bénéficier d'un supplément d'indulgence vis-à-vis de la faiblesse scolaire. Il serait absurde de déplorer l'égalité de traitement entre natifs et non natifs à compétences et conditions socio-économiques équivalentes, mais il faut noter que les parcours scolaires des élèves immigrés ont évolué, qu'ils sont davantage marqués par le redoublement et que l'institution scolaire semble avoir changé de comportement à leur égard.

Tableau 13 – Risque (odd ratio) d'avoir connu le redoublement à 15 ans pour les élèves d'origine immigrée sous contrôle de la performance scolaire et du niveau socio-économique. France, PISA 2000-2012

Cycle	Lecture	Mathématiques	Sciences
2000	0,55	0,47	0,55
2003	0,47	0,44	0,46
2006	0,87	0,64	0,69
2009	0,90	0,79	0,84
2012	1,23	1,04	0,93

c) Conditions de scolarisation des élèves issus de l'immigration

On ne peut aborder la question des inégalités sociales en France sans aborder la question des ségrégations scolaires. Delvaux (2005) définit la ségrégation comme la "traduction de différences sociales dans l'espace. Elle se manifeste dès que des individus, classés par la société dans des catégories sociales distinctes [...] se trouvent séparés dans l'espace et sont amenés à peu se côtoyer" (p. 276). On associe fréquemment ségrégation scolaire et ségrégation résidentielle, en pensant que la première résulte logiquement de la seconde. Pourtant, tant en Belgique (Delvaux, 2005 ; Delvaux et Serhadlioglu, 2014 ; Marissal, 2014) qu'en France (Merle, 2011, 2012), des chercheurs ont analysé l'intrication des deux phénomènes. Ces travaux permettent de conclure à une relative autonomie des deux champs, dans la mesure où l'on peut observer une augmentation de la ségrégation scolaire alors que la ségrégation résidentielle reste stable ou diminue. Par ailleurs, Merle (2012), analysant la situation française, conclut à une croissance de la ségrégation scolaire dans le contexte tendu d'une nouvelle relation diplôme/emploi. Il identifie des politiques scolaires ayant résulté en une plus grande ségrégation scolaire, telles que "la déconstruction du collège unique, la labellisation des politiques d'aide aux élèves en difficulté scolaire et les assouplissements de la carte scolaire" (2012, p. 111). Les bases de données internationales sont fréquemment utilisées pour donner une mesure des différences entre écoles, en les contrastant le plus souvent sur la base du profil académique ou socio-économique de leurs élèves (Dupriez, 2010 ; Monseur et Lafontaine, 2012).

III - Indices de ségrégation scolaire

Ségrégation académique, ségrégation sociale

Pour mesurer la ségrégation académique ou sociale entre écoles, on peut recourir au coefficient de corrélation intra-classe (ρ). Il correspond à la part de la variance de la variable considérée (la performance ou l'origine sociale) qui peut être imputée au niveau d'agrégation "école". L'indice ρ traduit la ségrégation académique ou sociale des écoles. Lorsque l'indice tend vers 1, les performances ou la composition sociale varie fortement d'une école à l'autre, le paysage éducatif est donc fortement

clivé et offre un aspect différent lorsque l'on passe d'une école à une autre. Inversement, plus l'indice tend vers 0, plus les établissements scolaires se ressemblent les uns les autres. Les comparaisons internationales que permet PISA sur cet aspect sont conditionnées par la définition même de ce qu'est une "école" dans les différents pays. Cette définition peut en effet varier d'un pays à l'autre (entité géographique, entité administrative, filière).

Ségrégation ethnique et culturelle

Il existe différents indices de ségrégation : l'indice d'isolation (Massey et Denton, 1988), l'indice de dissimilarité D (Duncan et Duncan, 1955a,b) et l'indice de ségrégation S (Gorard et Taylor, 2002). Ces indices souffrent malheureusement de leur sensibilité à la taille des groupes. Ainsi, si la minorité envisagée est de taille très réduite et particulièrement circonscrite spatialement, ces indices de ségrégation atteignent très rapidement des valeurs élevées. L'indice proposé dans le cadre de ce travail correspond au pourcentage de la population totale (la minorité et les autres) qu'il faudrait déplacer pour que la proportion de la minorité dans les unités spatiales soit parfaitement identique d'une unité à l'autre. Puisque les deux populations sont envisagées, cet indice n'est pas affecté par la taille de la minorité. Dans le cadre d'une étude longitudinale, cet indice présente l'avantage de ne pas être sensible à l'évolution de la taille de la minorité étudiée. Mathématiquement, l'indice est égal à

$$\frac{\sum N_i |p_i - p|}{N} \quad (5)$$

Avec N_i la taille de l'école i , p_i la proportion de la minorité dans l'école i , N la taille de la population et p la proportion de la minorité dans la population.

En France, une difficulté particulière se pose lorsqu'on utilise PISA au niveau "école". En effet, à 15 ans, les élèves fréquenteront tantôt le collège, tantôt le lycée, en fonction qu'ils soient ou non en retard scolaire. Les différences académiques ou sociales entre les collèges et les lycées constituent donc en France des différences entre établissements (inter-établissements), alors qu'elles contribuent à de la variance au sein des établissements (intra-établissements) dans les pays comme la Belgique où les enseignements secondaires inférieur et supérieur sont dispensés dans les mêmes établissements. Le coefficient de corrélation intra-classe (cf. encart III), qui mesure la variance inter-établissements, reflète donc des réalités différentes selon la structure de l'enseignement secondaire, dans la mesure où il dépend de ce que recouvre l'unité "école". C'est la raison pour laquelle les rapports internationaux de l'OCDE ne présentent pas ce type d'analyse pour la France. Cette absence de comparabilité internationale n'enlève en rien la pertinence de cet indicateur d'un point de vue diachronique pour un pays donné. Les analyses de tendances pour laquelle l'étude a également été construite permettent de se centrer sur l'évolution diachronique de la ségrégation académique ou scolaire en France. En outre, il nous semblait intéressant de nous centrer sur la situation spécifique des collèges : la ségrégation académique ou socio-économique des élèves faibles (à tout le moins en retard scolaire) y a-t-elle évolué pendant ces 15 dernières années ? L'analyse spécifique de la situation des collèges permet en effet d'appréhender les phénomènes de ségrégation scolaire pour les élèves les plus faibles (puisque les élèves participant à PISA et étant toujours au collège sont en retard d'un an ou plus), dont les élèves d'origine immigrée qui sont un peu plus de 40 % (données PISA 2012) à avoir redoublé à 15 ans.

Le tableau 14 présente l'évolution de la ségrégation académique des établissements scolaires en France entre 2000 et 2012. **On observe une augmentation nette de la ségrégation académique entre écoles** sur la période considérée, puisque le coefficient de corrélation intra-classes augmente de près de 10 points de pourcentage dans les trois domaines. Le **phénomène est encore plus marqué dans les collèges**, où les coefficients passent du simple au double entre le cycle 2000 et le cycle 2012. Ainsi, si l'on observe de manière générale un regroupement plus homogène des élèves dans les écoles selon leurs caractéristiques académiques, le clivage entre établissements est encore plus prononcé pour les élèves les plus faibles (du moins ceux qui fréquentent encore le collège à 15 ans). **La "ghettoïsation" académique n'est cependant pas liée à une "ghettoïsation" sociale** : l'indice de ségrégation sociale présenté dans le tableau 15 reste assez stable sur la période considérée, en tout cas sur l'ensemble des établissements. Lorsqu'on étudie spécifiquement les collèges, on observe une tendance à l'augmentation jusqu'en 2009, puis un mouvement inverse. L'évolution n'est ni aussi régulière ni aussi conséquente que l'évolution de la ségrégation scolaire. On observe donc des phénomènes de ségrégation en France qui semblent fonctionner sur la base de critères d'(auto)sélection académique des élèves, en particulier au niveau des collèges. Des analyses plus locales telles que celles de [Merle \(2011\)](#) ou [Delvaux et van Zanten \(2006\)](#) permettent de comprendre les logiques des acteurs et les logiques intentionnelles à l'œuvre. Les données présentées ici accèdent en tout cas l'hypothèse d'un collège de moins en moins unique, ce que [Merle \(2012\)](#) appelle le "collège de chacun".

Tableau 14 – Part de la variance des performances des élèves de 15 ans qui se situe entre établissements. France, PISA 2000-2012

Cycle	Ensemble des établissements			Collèges		
	Lecture	Mathématiques	Sciences	Lecture	Mathématiques	Sciences
2000	0,50	0,44	0,46	0,17	0,15	0,13
2003	0,46	0,46	0,48	0,21	0,20	0,20
2006	0,57	0,56	0,54	0,31	0,25	0,25
2009	0,58	0,55	0,56	0,37	0,34	0,40
2012	0,59	0,58	0,57	0,34	0,32	0,35

Lecture : en 2000, 50 % de la variation de la performance des élèves en "lecture" est lié à l'établissement dans lequel ils sont scolarisés. Au niveau collège, 17 % de cette variation tient à l'établissement.

Selon Merle, l'analyse de la ségrégation scolaire offre une clé de lecture aux "fractures protéiformes du monde scolaire" (2012, p. 18). Parmi celles-ci, il pointe les ségrégations académiques et socio-économiques qui viennent d'être présentées, mais aussi la ségrégation ethnique, les trois phénomènes ségrégatifs se cumulant et étant nettement corrélés entre eux.

Un indice de ségrégation ethnique entre établissements a donc été calculé (cf. encart III) afin de présenter une vision plus exhaustive du phénomène de ségrégation scolaire et d'apporter un nouvel élément de compréhension de la situation spécifique des élèves issus de l'immigration qui a été abordée dans la section précédente.

Sur l'ensemble des établissements scolarisant des élèves de 15 ans, on observe une **légère tendance à la hausse de la ségrégation ethnique et culturelle** (tableau 15). Par contre, si l'on se centre spécifiquement sur les **collèges**, on observe entre 2000 et 2012 une **nette tendance à la concentration d'élèves issus de l'immigration dans certains établissements**. Ainsi, en 2000, il aurait fallu qu'environ 12 % d'élèves en retard d'au moins un an changent d'écoles pour que la minorité ethnique soit répartie de manière homogène sur l'ensemble des collèges ; en 2012, il aurait fallu que plus de 20 % des élèves changent de collège afin d'obtenir cet équilibre.

Tableau 15 – Part de la variance de l'origine sociale des élèves de 15 ans qui se situe entre écoles, PISA 2000-2012

Cycle	Tous les établissements	Uniquement les collèges
2000*	0,28	0,14
2003	0,28	0,19
2006	0,31	0,18
2009	0,3	0,2
2012	0,28	0,14

* En 2000, il y a trois bases de données internationales, une par domaine d'évaluation. La base de données "lecture" a été utilisée pour les calculs, étant donné qu'il s'agit du domaine majeur.

Lecture : en 2000, 28 % de la variation de l'origine sociale des élèves est lié à l'établissement dans lequel ils sont scolarisés. Au niveau collège, 14 % de cette variation tient à l'établissement.

Duru-Bellat (2002) a montré les effets négatifs de la concentration des élèves faibles sur leur progression. Felouzis et al. (2016) observent quant à eux un accroissement des écarts entre natifs et non-natifs entre PISA 2003 et PISA 2012. Les données présentées ici montrent que, au collège, la ségrégation des élèves faibles d'origine immigrée a fortement augmenté, et que ces derniers sont effectivement plus concentrés qu'au début des années 2000 dans certains établissements.

Depuis le début des années 2000, on observe une augmentation de la ségrégation académique, plus marquée pour les élèves qui ont connu des difficultés scolaires. Ces élèves tendent à être de plus en plus concentrés dans certains collèges. La différenciation semble davantage se fonder sur des critères scolaires que sur des critères sociaux, dans la mesure où l'augmentation de la ségrégation sociale entre collèges n'a pas la même ampleur et la même régularité que la ségrégation académique. Par contre, l'accroissement de la ségrégation académique au niveau du collège s'est accompagné d'une augmentation de la ségrégation ethnique. Or on le sait, la concentration dans certains établissements d'élèves qui cumulent des "handicaps" par rapport aux attentes de l'école - que ce soit des élèves en retard scolaire qui par définition ont à un moment de leur parcours failli aux attentes de l'école ou des élèves issus de l'immigration en général

Tableau 16 – Indice de ségrégation scolaire des élèves d'origine immigrée, PISA 2000-2012

Cycle	Tous les établissements	Uniquement les collèges
2000*	10,5	12,3
2003	12,7	14,5
2006	11	13,8
2009	12,2	15,2
2012	13,3	21,5

* En 2000, il y a trois bases de données internationales, une par domaine d'évaluation. La base de données "lecture" a été utilisée pour les calculs, étant donné qu'il s'agit du domaine majeur.
Lecture : en 2000, 10,5 % de la variation de l'indice de ségrégation scolaire des élèves d'origine immigrée est lié à l'établissement dans lequel ils sont scolarisés. Au niveau collège, 12,3 % de cette variation tient à l'établissement.

défavorisés et par définition éloignés de leur culture d'accueil - tend à diminuer le niveau scolaire, dans un mouvement de cercle vicieux, et à amoindrir les opportunités d'apprentissage dans ces établissements. Ces données invitent à reconsidérer les effets des politiques éducatives, notamment celle de l'assouplissement de la carte scolaire non pas seulement en termes de mixité sociale mais également en termes de mixité ethnique, deux phénomènes qui sont interdépendants mais non assimilables. La plus grande liberté de choix des familles s'est-elle accompagnée d'une logique d'entre-soi ethnique ou raciale (Van Zanten, 2009), plus ou moins consciente, plus ou moins revendiquée ? Les familles d'origine immigrée, parfois moins stratégiques en termes de choix scolaires ou moins habiles pour naviguer dans la complexité du système éducatif (Brinbaum et Kieffer, 2010), sont-elles restées plus passives face à l'ouverture du choix scolaire ? Des analyses fines et locales pourront apporter des éléments de réponses à ces questions. Quoi qu'il en soit, l'homogénéisation scolaire et ethnique mise en évidence est de nature à entamer sérieusement le principe de l'égalité des chances sur lequel s'appuie le collège unique et à justifier l'hypothèse qu'un avantage en terme de niveau social, pour des populations d'origine immigrée, se traduise par une moindre progression scolaire comparativement aux natifs.

Les analyses effectuées jusqu'ici permettent de conclure à une augmentation du déterminisme social en France au cours de la dernière décennie. Cette augmentation n'affecte pas de la même façon tous les élèves, les plus faibles, ainsi que les natifs étant davantage touchés. Pour les élèves natifs, le positionnement dans la hiérarchie sociale importe de plus en plus dans le sens où il est plus lié qu'auparavant aux performances scolaires ; ceci dans un contexte d'assouplissement de la carte scolaire qui semble avoir eu pour effet une offre de plus en plus différenciée, certains collèges accueillant plus massivement qu'auparavant les élèves les plus performants et les natifs, d'autres accueillant les moins performants et ceux issus de l'immigration. Dans ce contexte de libéralisation de l'offre scolaire, les natifs semblent devoir faire jouer plus qu'auparavant

les avantages liés à leur origine sociale. Les élèves issus de l'immigration semblent, quant à eux, davantage enserrés dans les carcans de leur origine ethno-culturelle, fréquentant des collèges moins mixtes que par le passé, et ceux qui pourraient bénéficier d'un avantage scolaire lié à un meilleur positionnement social n'en bénéficient pas. Ces constats nécessitent sans doute d'être confirmés par des analyses plus locales qui s'intéresseraient à la manière dont les élèves et leurs familles utilisent les possibilités offertes par l'assouplissement de la carte scolaire de manière différenciée selon leur origine culturelle. Nous formulons l'hypothèse que, dans le contexte d'assouplissement de la carte scolaire, les populations les plus favorisées et d'origine française comprennent mieux que les autres les enjeux scolaires. Elles seront dès lors très attentives au choix de l'école et privilégieront des établissements exigeants sur le plan scolaire. Dans ce contexte, le déterminisme social ne peut que croître.

4 Étude de la variabilité de l'effet ESCS en fonction de sous-populations préalablement non identifiées

IV - Modèles de régression en classes latentes

Les modèles de régression linéaires mixtes, aussi dénommés modèles de régression en classes latentes, proposent de regrouper les observations en classes latentes (sorte de groupes ou *clusters*) en fonction du lien qui unit d'une part, une variable dépendante et d'autre part, un ensemble de variables indépendantes. Ainsi, par comparaison avec la régression quadratique décrite précédemment, un modèle à deux classes latentes regrouperait les élèves performants pour lesquels l'origine exerce une influence moindre et les élèves peu performants pour lesquels l'origine sociale exerce un poids plus important. Ce modèle peut bien entendu comporter plusieurs variables indépendantes. Il permet ainsi de déterminer si les effets des variables indépendantes diffèrent d'un groupe d'élèves à un autre sans que ceux-ci soient pré-identifiés en fonction d'une caractéristique individuelle telle que le sexe ou le statut d'immigration. Comme dans le cas des régressions linéaires avec interaction, ces modèles permettent ainsi de vérifier l'invariance de l'effet d'un ensemble de prédicteurs sur une variable dépendante.

A Modèle de régression en classes latentes pour prédire la performance en lecture

La régression linéaire en classes latentes (cf. encart IV) a été mise en œuvre sur les données de PISA 2000 et 2009, avec comme variable dépendante la performance en lecture, et comme variables indépendantes, l'origine sociale et les attitudes de l'élève envers la lecture. Cette dernière variable est dérivée de neuf propositions du type (i) *J'aime recevoir un livre en cadeau* ou (ii) *Pour moi la lecture est une perte de temps*, propositions auxquelles les élèves devaient répondre par l'intermédiaire d'une échelle de Likert à quatre modalités du type "Tout à fait d'accord" à "Pas du tout d'accord". La variable dérivée de ces neuf items mesurent ainsi le plaisir que l'élève prétend ressentir à l'égard de la lecture. Au niveau international, quatre analyses ont été conduites, respectivement avec 2, 3, 4 et 5 classes latentes. Les indices d'ajustement conduisent à retenir la solution à quatre classes. Le tableau 17 présente les régressions linéaires pour les quatre classes latentes.

Tableau 17 – Coefficients de régression linéaire par classe latente dans les pays de l'OCDE, PISA 2000 et PISA 2009

Cycle	Classes latentes	% d'élèves	Intercept	ESCS	Attitudes envers la lecture	R ²
2000	1	34	433,59	16,28	-12,78	0,04
	2	6	413,62	19,62	31,11	0,14
	3	11	541,97	34,44	4,05	0,15
	4	48	537,94	21,64	28,48	0,20
2009	1	42	456,43	27,48	3,74	0,10
	2	6	382,89	47,80	14,73	0,19
	3	12	522,00	32,16	10,79	0,20
	4	40	534,24	17,51	32,59	0,20

Lecture : pour la classe latente 1 en 2000, le niveau de performance en lecture est positivement lié à l'origine sociale (ESCS) avec un coefficient de 16,28. En revanche, pour cette même classe latente, les performances en lecture sont négativement liées aux variables motivationnelles (Attitudes envers la lecture) avec un coefficient de -12,78.

Dans les classes latentes 1 et 3, on observe une influence de l'origine sociale (ESCS) sur les performances en lecture nettement plus importante que l'influence des variables motivationnelles, à savoir les attitudes envers la lecture. Inversement, la classe latente 4, qui comporte respectivement 48 % (en 2000) et 40 % (2009) des élèves, se caractérise par une forte relation entre attitudes et performances en lecture, et une influence moindre du statut socio-économique sur les performances en lecture. Les moyennes, par classe latente, aux variables ESCS, attitudes envers la lecture et performance en lecture (tableau 18) permettent de mieux cerner le profil des élèves des quatre classes latentes.

Les élèves inclus dans les classes latentes 3 et 4 ont des profils de performances intéressants, puisque leur score moyen en lecture surpasse largement la moyenne internationale. En 2000, ces deux groupes d'élèves se caractérisent par des indices socio-économiques favorables. Par contre, ils diffèrent en termes d'attitudes envers la lecture : la classe latente 3 (11 % des élèves), où les élèves combinent un niveau d'aisance économique et culturel, et un niveau de motivation très élevé, présente les meilleurs résultats. Ceci dit, les élèves de la classe latente 4 (48 % des élèves), un peu plus favorisés mais bien moins motivés, parviennent à des résultats très proches. En 2009, les deux groupes qui se distinguent par leurs bons résultats en lecture se rapprochent plus par leur niveau motivationnel (étant les deux seuls groupes présentant un indice positif) que par leur profil socio-économique. La classe latente 4, regroupant 40 % des élèves, est composée d'élèves combinant les facteurs liés à de bonnes performances scolaires (favorisés et motivés). En revanche, **les élèves de la classe latente 3, certes moins nombreux (12 %), présentent un intérêt particulier, dans la mesure où ils sont relativement défavorisés, mais ont un niveau de motivation extrêmement élevé et parviennent à de très bons résultats.**

Parmi les autres éléments à retenir de cette analyse, on constate en 2009 que les groupes 2 et 4 ne diffèrent pas fondamentalement par leur origine sociale (plutôt favorisée). Par contre, ils se différencient

Tableau 18 – Moyenne, par classe latente, aux variables ESCS, attitudes envers la lecture et performances en lecture dans les pays de l'OCDE, PISA 2000 et PISA 2009

Cycle	Classes latentes	ESCS	Attitudes envers la lecture	Performances en lecture
2000	1	-0,26	-0,62	437,33
	2	-1,50	0,16	389,15
	3	0,26	1,17	555,63
	4	0,29	0,14	548,16
2009	1	-0,44	-0,59	442,08
	2	0,55	-0,42	403,03
	3	-0,16	1,20	529,74
	4	0,40	0,33	551,97

Lecture : au sein de la classe latente 1 en 2000, la moyenne à la variable ESCS est de -0,26, la moyenne de la variable "Attitudes envers la lecture" est de -0,62 et celle de la variable de performance est de 437,33.

nettement par leur niveau d'engagement envers la lecture et de performance. Le groupe 2 compte relativement peu d'élèves (6 %), mais leur situation est préoccupante : malgré un statut socio-économique élevé, ces élèves témoignent à la fois d'attitudes et de performances en lecture trop faibles et présentent des signes de désengagement scolaire.

La situation des élèves du groupe 1 est également préoccupante, et ce pour les deux cycles, dans la mesure où ces élèves cumulent des caractéristiques défavorables en termes de rendement scolaire : un niveau socio-économique faible et des signes de démotivation scolaire. Ces élèves représentent respectivement 34 % (2000) et 42 % (2009) des élèves de 15 ans pour les pays de l'OCDE.

Qu'en est-il en France ? Le tableau 19 reprend les probabilités moyennes, les moyennes respectives de la performance en lecture et les deux variables prédictives.

En 2000, en France, on trouve comme pour les pays de l'OCDE deux groupes relativement favorisés ayant de très bonnes performances en lecture, l'un très motivé et l'autre beaucoup moins. Le groupe le plus à risque, comprenant 35 % des élèves, est constitué d'élèves favorisés mais très démotivés, dont les résultats ne sont pas à la hauteur du niveau socio-économique.

En 2009, les deux groupes présentant les meilleures performances en lecture sont, comme au niveau international, composés d'élèves motivés ou très motivés, la classe latente 3 étant particulièrement intéressante puisqu'elle est composée d'élèves dont les attitudes envers la lecture semblent compenser la faiblesse socio-économique. La différence la plus importante concerne la performance moyenne de la seconde classe latente. En effet, ces 5 % d'élèves, ni particulièrement favorisés ni défavorisés, et ayant des attitudes négatives envers la lecture, se caractérisent par une performance particulièrement faible.

Les corrélations entre, d'une part, la probabilité d'appartenir à la troisième classe latente, et, d'autre part, l'ensemble des variables collectées par l'intermédiaire du questionnaire élèves ou qui en sont dérivées ont ensuite été calculées. Le tableau 20 présente les variables pour lesquelles une corrélation supérieure ou égale à 0,20 en valeur absolue a été observée.

Les élèves qui présentent une probabilité élevée d'appartenir à la troisième classe latente, et pour lesquels les attitudes favorables envers la lecture compensent un faible niveau socio-économique, passent du temps à lire pour le plaisir, notamment des récits fictionnels mais également une variété de textes qui va des journaux aux bandes dessinées, se rendent régulièrement dans des bibliothèques pour y travailler ou pour y emprunter des livres, et ont appris à utiliser des stratégies métacognitives telles que la mémorisation ou le contrôle. **Pour ces élèves défavorisés, ce qui relève de politiques culturelles et scolaires volontaristes est corrélé avec d'excellents résultats en lecture.**

Tableau 19 – Probabilité moyenne par classe latente et moyenne aux variables ESCS, attitudes envers la lecture et performances en lecture en France, PISA 2009

Cycle	Classes latentes	% d'élèves	ESCS	Attitudes envers la lecture	Performances en lecture
2000	1	35	0,42	-0,70	453,54
	2	5	-1,48	0,12	405,55
	3	11	0,13	1,11	552,11
	4	49	0,12	0,10	548,54
2009	1	41	-0,52	-0,64	438,95
	2	5	0,15	-0,41	364,79
	3	11	-0,15	1,14	540,99
	4	42	0,21	0,41	561,26

Lecture : en France, au sein de la classe latente 1 en 2000, la moyenne à la variable ESCS est de -0,42, la moyenne de la variable "Attitudes envers la lecture" est de -0,70 et celle de la variable de performance est de 453,54.

Tableau 20 – Corrélations supérieures en valeur absolue à la probabilité d'appartenir à la troisième classe latente, PISA 2009

Nom de la variable	Étiquette de la variable	Corrélation
ST20Q07	Possessions - Littérature	0,24
CULTPOSS	Possessions - Biens culturels	0,20
ST39Q03	Bibliothèque - Travail aux devoirs	0,20
MEMOR	Utilisation de stratégies de mémorisation	0,21
ST27Q13	Étudier- Informations supplémentaires	0,21
STUDREL	Relations enseignant-élève	0,21
ST25Q04	Aime lire - Livres non fictionnels	0,22
ST22Q01	Nombre de livres à la maison	0,22
ST42Q04	Résumer - Vérifie les faits importants	0,23
ST27Q06	Étudier - Vérifie qu'il comprend	0,24
CSTRAT	Utilisation de stratégies de contrôle	0,26
LIBUSE	Fréquentation de bibliothèques	0,26
DIVREAD	Diversité des supports de lecture	0,31
ST39Q05	Bibliothèque - Lit pour le plaisir	0,41
ST39Q01	Bibliothèque - Emprunte pour le plaisir	0,47
ST25Q03	Aime lire - Livre de fiction	0,58
ST23Q01	Temps passé à lire pour le plaisir	0,62

B Modèle de régression en classes latentes pour mesurer l'effet de l'anxiété en mathématiques

Un modèle de régression en classes latentes a été mis en œuvre sur les données de PISA 2003 et 2012 afin d'examiner l'effet de l'anxiété en mathématiques sur les performances en mathématiques, en prenant également en compte l'effet de l'indice socio-économique. Le tableau 21 présente les régressions linéaires pour les cinq classes latentes identifiées en 2003 et 2012.

Tableau 21 – Coefficients de régression linéaire par classes latentes en France, PISA 2003

Classes latentes	% d'élèves	Régression intercept	Régression ESCS	Régression anxiété	Moyenne ESCS	Moyenne anxiété	Moyenne Math
1	2,8 %	467,69	19,27	-1,45	-0,82	-0,87	453,21
2	21,9 %	465,40	31,63	-18,43	-0,98	0,49	425,45
3	25,0 %	481,18	25,44	-9,42	0,24	0,74	480,21
4	13,5 %	478,23	-9,62	-6,38	-0,13	-0,47	482,41
5	36,7 %	552,33	17,74	-22,30	0,55	-0,56	574,65

Lecture : en France, au sein de la classe latente 1 en 2003, le niveau de performance en mathématiques est positivement lié à l'indice ESCS avec un coefficient de 19,27. Ce niveau de performance est en revanche négativement lié avec l'anxiété en mathématiques (coefficient de -0,82). Pour cette même classe latente, la moyenne de l'indice ESCS est de -0,82, celle de la variable "anxiété" est de -0,87 et le niveau moyen de performance en mathématiques pour cette classe latente est de 453,21.

Les deux premières classes latentes, incluant respectivement 2,8 % et 21,9 % des élèves, regroupent des élèves socio-économiquement défavorisés. Leur indice socio-économique moyen est près d'un écart-type en dessous de la moyenne (0). Ces deux groupes se distinguent par leur niveau d'anxiété à l'égard des mathématiques, le premier groupe étant très peu anxieux et le suivant assez anxieux. Le premier groupe d'élèves très défavorisés, très peu anxieux et aux compétences très faibles en mathématiques, pourrait être qualifié de groupe de décrocheurs scolaires dans la mesure où leurs réponses traduisent un désinvestissement à l'égard des matières scolaires ; il ne représente toutefois qu'un très faible pourcentage d'élèves. Il est intéressant de noter que **les élèves de la classe latente 2, encore plus défavorisés mais témoignant, en plus, d'un niveau d'anxiété relativement élevé, présentent des résultats moyens plus faibles que le groupe des "décrocheurs"**. Ce deuxième groupe, lui, représente une proportion assez élevée des élèves de 15 ans (**un peu plus d'un cinquième**). **La classe latente 3, qui représente un quart des élèves**, est également intéressante à analyser dans la mesure où il s'agit d'élèves présentant le **niveau le plus élevé d'anxiété**. **Le niveau socio-économique de ceux-ci est légèrement supérieur à la moyenne** et leurs **résultats sont dans la moyenne faible**. La valeur des coefficients de régression présentés dans le tableau 21 indique que, comme pour le groupe précédent, l'effet du statut socio-économique sur les performances en mathématiques est plus important que l'effet de l'anxiété, mais dans les deux cas, on note des niveaux d'anxiété élevés qui semblent pénaliser ces élèves.

Le pattern "anxiété élevée et niveau socio-économique défavorable associé à une contre-performance" se retrouve en 2012 pour les 23 % d'élèves de la classe 2 qui sont de loin les élèves les moins performants (tableau 22). Le contraste entre les classes latentes 1 et 5 est également intéressant : il s'agit de groupes au niveau socio-économique comparable (légèrement supérieur à la moyenne) diamétralement

opposés du point de vue de l'anxiété à l'égard des mathématiques. **Les élèves de la classe 1 ont un niveau d'anxiété élevé et sont plutôt faibles en mathématiques. Pour un niveau socio-économique équivalent, les élèves de la classe 5, peu anxieux, ont de très bons résultats en mathématiques.**

Tableau 22 – Coefficients de régression linéaire par classes latentes en France, PISA 2012

Classes latentes	% d'élèves	Régression intercept	Régression ESCS	Régression anxiété	Moyenne ESCS	Moyenne anxiété	Moyenne Math
1	27 %	481,33	16,91	-12,1	0,14	0,52	477,3
2	23 %	445,43	23,58	-9,71	-0,64	0,43	426,12
3	3 %	464,38	14,94	-2,01	-0,37	-1,29	461,49
4	9 %	608,77	-36,86	-32,31	1,26	-0,22	569,33
5	37 %	533,8	24,62	-23,44	0,09	-0,53	548,44

Lecture : en France, au sein de la classe latente 1 en 2012, le niveau de performance en mathématiques est positivement lié à l'indice ESCS avec un coefficient de 16,91. Ce niveau de performance est en revanche négativement lié avec l'anxiété en mathématiques (coefficient de -12,1). Pour cette même classe latente, la moyenne de l'indice ESCS est de 0,14, celle de la variable "anxiété" est de 0,52 et le niveau moyen de performance en mathématiques pour cette classe latente est de 477,3.

Dans les deux bases de données, deux profils sont à "tirer du lot" : celui d'élèves très peu favorisés et anxieux à l'égard des mathématiques qui font une réelle contre-performance et celui d'élèves légèrement favorisés et anxieux, dont les résultats ressemblent également à une contre-performance, du moins lorsqu'on les compare à ceux d'un groupe proche au niveau socio-économique. Certes, l'impact du milieu social d'origine sur leurs résultats en mathématiques est plus élevé que celui de l'anxiété, mais ces deux indices sont de nature assez différente : l'un est un indice très "local" car ciblé sur un contenu disciplinaire précis (l'anxiété), l'autre est un indice beaucoup plus large qui rend compte de ressources socio-économiques et culturelles jouant à plusieurs niveaux sur les résultats des élèves (notamment via l'établissement). En ce sens, l'impact de l'anxiété sur les performances est loin d'être négligeable et il pourrait faire l'objet d'une réflexion didactique : comment aider les élèves à franchir la barrière parfois symbolique qui les éloigne des mathématiques ? Quelles sont les formes et les fonctions des évaluations en mathématiques ? Comment donner du sens et un sentiment de compétence aux élèves en mathématiques ?

Annexes

Tableau A.1 – Nombre de coefficients de curvilinearité significativement différents de 0 ou non

Pays	Négatif	Nul	Positif	Pays	Négatif	Nul	Positif
QAT	3	5	1	HUN	8	4	0
TUN	0	0	12	NOR	7	5	0
IDN	0	0	12	ISL	4	8	0
COL	0	0	9	AUT	7	5	0
BRA	0	0	12	DNK	2	10	0
ARG	0	3	6	SWE	2	10	0
JOR	0	6	3	FRA	1	8	3
MNE	0	8	1	SVN	0	9	0
MEX	0	8	4	CZE	7	5	0
URY	0	5	7	POL	2	10	0
THA	0	0	12	GBR	0	7	5
ROU	0	6	3	IRL	3	9	0
BGR	0	9	0	DEU	5	5	2
CHL	0	0	9	BEL	3	9	0
SRB	0	8	1	MAC	2	9	1
TUR	0	2	10	CHE	1	11	0
ISR	0	4	5	EST	0	6	3
GRC	2	10	0	AUS	1	8	3
RUS	0	12	0	NZL	0	8	4
HRV	0	9	0	NLD	0	11	1
ITA	12	0	0	LIE	5	7	0
PRT	1	10	1	TAP	0	9	0
LTU	0	9	0	CAN	1	10	1
SVK	9	3	0	JPN	7	5	0
ESP	4	8	0	KOR	0	8	4
LUX	0	9	3	FIN	3	9	0
LVA	1	11	0	HKG	1	11	0
USA	0	1	10				

Tableau A.2 – Corrélations entre les coefficients quadratiques entre disciplines au sein d'un cycle

	PISA 2003		PISA 2006		PISA 2009		PISA 2012	
	Math	Science	Math	Science	Math	Science	Math	Science
Read	0,89		0,90		0,94		0,93	
Math	0,93	0,93	0,94	0,93	0,94	0,95	0,95	0,95

Tableau A.3 – Corrélations entre les coefficients quadratiques entre cycles au sein d'une discipline

	Lecture			Mathématiques			Science		
	2006	2009	2012	2006	2009	2012	2006	2009	2012
2003	0,74			0,68			0,64		
2006	0,64	0,74		0,63	0,70		0,70	0,77	
2009	0,69	0,72	0,62	0,50	0,76	0,62	0,64	0,73	0,73

Tableau A.4 – Nombre de différences significatives de corrélation pour ESCS

Pays	Natif > Immig	Nulle	Immig > Natif	Pays	Natif > Immig	Nulle	Immig > Natif
ARG	6	3	0	ISL	1	11	0
AUS	1	11	0	ISR	2	7	0
AUT	0	10	2	ITA	0	12	0
BEL	4	8	0	LIE	0	9	3
CAN	0	12	0	LTU	3	6	0
CHE	0	10	2	LUX	0	0	12
CZE	1	11	0	LVA	0	11	1
DEU	8	4	0	MAC	1	11	0
DNK	4	8	0	MEX	4	8	0
ESP	2	10	0	MNE	0	9	0
EST	0	9	0	NLD	3	9	0
FIN	0	12	0	NOR	0	10	2
FRA	7	5	0	NZL	0	9	3
GBR	0	12	0	PRT	0	12	0
GRC	4	8	0	QAT	0	0	9
HKG	1	11	0	RUS	3	9	0
HRV	1	8	0	SRB	0	9	0
HUN	2	10	0	SVN	7	2	0
IRL	0	12	0	SWE	0	10	2
				USA	0	11	0

Bibliographie

- Baye, A. (2015, Mars). Le poids des origines. influence du niveau socioéconomique et de l'origine culturelle sur les inégalités d'acquis et de parcours scolaires à partir des données pisa. Mons. Présenté à Chaire Francqui.
- Bressoux, P. (2010). *Modélisation statistique appliquée aux sciences sociales*. Bruxelles : De Boeck.
- Brinbaum, Y. et A. Kieffer (2010). Les scolarités des enfants d'immigrés de la sixième au baccalauréat : différenciation et polarisation des parcours. *Population* 64(3), 561–610.
- Delvaux, B. (2005). Ségrégation scolaire dans un contexte de libre choix et de ségrégation résidentielle. In *Vers une école juste et efficace*, pp. 275–295. Bruxelles : De Boeck.
- Delvaux, B. et E. Serhadlioglu (2014). La ségrégation scolaire, reflet déformé de la ségrégation urbaine. Différenciation des milieux de vie des enfants bruxellois. *Les Cahiers de recherche du Girsef* 100.
- Delvaux, B. et A. van Zanten (2006). Les établissements scolaires et leur espace local d'interdépendance. *Revue française de pédagogie* 156, 5–8.
- Dubet, F. (2010). L'école "embarrassée" par la mixité. *Revue française de pédagogie* 171(2), 77–86.
- Duncan, O. D. et B. Duncan (1955a). A methodological analysis of segregation indexes. *American Sociological Review* 20, 210–217.
- Duncan, O. D. et B. Duncan (1955b). Residential distribution and occupational stratification. *American Journal of Sociology* 60(5), 493–503. <http://doi.org/10.2307/2772537>.
- Dupriez, V. (2010). *Séparer pour réussir ? Les modalités de groupement des élèves*. Paris : UNESCO.
- Duru-Bellat, M. (2002). *Les inégalités sociales à l'école. Genèse et mythes*. Paris : Presses Universitaires de France.
- Duru-Bellat, M. (2010). Ce que la mixité fait aux élèves. *Revue de l'OFCE* 114(3), 197–212. <http://doi.org/10.3917/reof.114.0197>.
- Felouzis, G. (2015, Mai). L'éducation prioritaire : une politique efficace de lutte contre les inégalités ? *Université de Mons*. Conférence présentée dans le cadre de la Chaire Francqui. Retrouvé sur <https://www.youtube.com/watch?v=7U3B1q52wVE>.

- Felouzis, G., B. Fouquet-Chauprade, et S. Chamillot (2016). Les descendants d'immigrés à l'école en France : entre discontinuité culturelle et discrimination systémique. *Revue française de pédagogie*. à paraître.
- Gorard, S. et C. Taylor (2002). What is segregation ? : A comparison of measures in terms of 'strong' and 'weak' compositional invariance. *Sociology* 36(4), 875–895.
- Lahire, B. (2008). *La raison scolaire. École et pratiques d'écriture, entre savoir et pouvoir*. Rennes : Presses universitaires de Rennes.
- Marissal, P. (2014). La ségrégation entre écoles maternelles. Inégalités entre implantations scolaires : les inégalités sociales entre quartiers ont trop bon dos. *Éducation et Formation* 302, 191–203.
- Massey, D.-S. et N.-A. Denton (1988). The dimensions of residential segregation. *Social Forces* 67(2), 281–315.
- Merle, P. (2011). Concurrence et spécialisation des établissements scolaires. Une modélisation de la transformation du recrutement social des secteurs d'enseignement public et privé. *Revue française de sociologie* 52(1), 133–169.
- Merle, P. (2012). *La ségrégation scolaire*. Paris : La Découverte.
- Monseur, C. et D. Lafontaine (2012). Structure des systèmes éducatifs et équité : un éclairage international. In *L'école peut-elle être juste et efficace ? De l'égalité des chances à l'égalité des acquis (Crahay, Marcel)*, pp. 185–219. Bruxelles : De Boeck.
- OCDE (2014). Résultats du PISA 2012 : savoirs et savoir-faire des élèves - Performance des élèves en mathématiques, en compréhension de l'écrit et en sciences (Volume I.). <http://dx.doi.org/10.1787/9789264208827-fr>.
- Van Zanten, A. (2009). *Choisir son école. Stratégies familiales et médiations locales*. Paris : Presses Universitaires de France.