HAL
open science

L'influence de l'origine sociale sur les performances scolaires : par où passe-t-elle ?

Denis Meuret, Sophie Morlaix

To cite this version:

Denis Meuret, Sophie Morlaix. L'influence de l'origine sociale sur les performances scolaires : par où passe-t-elle ?. Revue française de sociologie, 2006, 47 (1), pp.49-79. halshs-00086163

HAL Id: halshs-00086163

https://shs.hal.science/halshs-00086163

Submitted on 8 Jun 2018

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

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

R. franç. sociol., 47-1, 2006, 49-79

Denis MEURET
Sophie MORLAIX

L'influence de l'origine sociale sur les performances scolaires : par où passe-t-elle ?*

RÉSUMÉ

Ce travail propose, à partir des données de PISA 2000, une comparaison internationale de la façon dont l'influence de l'origine sociale s'exerce sur les performances en compréhension de l'écrit à travers diverses variables, certaines externes au système scolaire, d'autres internes. Une variable a un effet d'autant plus fort qu'elle est fortement associée à la profession du père et qu'elle favorise fortement les performances. D'un point de vue méthodologique, les analyses menées utilisent une *path analysis*, qui permet de distinguer ces deux aspects. La situation française est présentée, puis comparée, à celle de douze autres pays européens. Dans tous les pays, l'action de l'origine sociale s'exerce par les variables externes bien davantage que par les variables internes au système éducatif : selon nos données, la qualité de l'enseignement varie peu selon l'origine sociale des élèves. De cette comparaison, sont tirées des conclusions théoriques, sur la résistance des formes traditionnelles de l'avantage social, et des conséquences pratiques, sur le choix des variables par lesquelles agir pour diminuer l'effet de l'origine sociale sur les performances scolaires.

L'association entre origine sociale et réussite scolaire est, on le sait, un des faits les mieux établis par les sciences sociales. En revanche, la question de savoir comment elle se constitue est encore une question ouverte. Le besoin d'explications à la relation entre ces deux variables procède évidemment de ce que, pour reprendre la formulation de Héran (1996, p 37), « la catégorie socioprofessionnelle n'est pas une force autonome qui propulse les individus là où ils doivent aller. C'est le nom que l'on donne à un paquet de propriétés sociales (niveau d'instruction, niveau de ressources, statut salarié ou indépendant, ancienneté des atouts possédés, position dans la hiérarchie des lieux de résidence, etc.) qui se trouvent diversement associés dans des ensembles humains ».

Les chances de diminuer les inégalités sociales de performances scolaires en jouant sur telle ou telle variable dépendent de l'influence de cette variable sur ces inégalités. Si les inégalités de richesse sont une des causes, au sens

* Nous remercions les relecteurs de cette revue, et en particulier Louis-André Vallet, pour les nombreuses améliorations qu'ils nous ont permis d'apporter à ce texte.

strict du mot, des inégalités sociales devant l'école (Maurin, 2002), des politiques de redistribution financière sont adéquates. L'explication de la baisse des inégalités scolaires d'origine sociale en Suède et aux Pays-Bas par la plus grande sécurité des classes populaires et la baisse des inégalités de revenus (Shavit et Blossfeld, 1993 ; Jonsson et Erikson, 2000) va dans le même sens. À l'opposé, si ces inégalités sociales sont d'abord, ou de plus en plus, d'origine culturelle, c'est un argument pour des politiques scolaires, par exemple une simplification des trajectoires (Goux et Maurin, 1997) ou un tronc commun plus long. Si, en revanche, ce sont les inégalités de qualité d'environnement scolaire qui font la différence (Grisay, 1997), il faut soit viser une plus grande homogénéité sociale des écoles soit s'efforcer d'améliorer la qualité des écoles fréquentées par les plus défavorisés.

Nous présentons ici une comparaison internationale de la façon dont l'influence de l'origine sociale s'exerce sur les performances en compréhension de l'écrit à travers diverses variables, certaines externes au système scolaire, d'autres internes.

Nous construisons d'abord la question, en la situant par rapport aux autres approches des inégalités sociales devant l'école. Nous présentons ensuite notre méthode et nos données, puis nos résultats. Enfin, ceux-ci sont interprétés et discutés.

La question

Parmi la riche littérature sur le thème des inégalités sociales devant l'école, notre approche présente certaines singularités.

En premier lieu, elle porte non pas sur les carrières scolaires (l'accès à l'enseignement supérieur, le plus haut diplôme atteint, etc.) mais sur une compétence, et une compétence particulière : la compréhension de l'écrit, telle que mesurée à 15 ans, en fin de scolarité obligatoire, par l'évaluation internationale PISA 2000 (OCDE, 2001) (1). Il s'agit donc d'une mesure partielle de l'influence de l'origine sociale, et de la mesure d'un effet moins directement actif que le diplôme, au moins si l'on en croit la théorie du filtre. On a déjà souligné, cependant, que s'intéresser au seul diplôme comme si l'école distribuait ainsi un rang final dans la société est une vision réductrice de l'influence de l'origine sociale (Duru-Bellat, 2002). Ici, la compréhension de l'écrit est considérée comme une ressource réelle dont l'école dote les individus, à la fois pour la suite de leur scolarité et pour leur vie dans le monde. Il s'agit d'une compétence fondamentale pour mener une vie d'adulte digne,

(1) PISA : Programme international d'évaluation des acquis des élèves. Cette évaluation internationale est organisée par l'OCDE, supervisée par les ministères de l'Éducation des pays membres de cette organisation et réalisée par un consortium de chercheurs dirigé par l'*ACER* (*Australian Council of Educational Research*). PISA 2000 a surtout porté sur la compréhension de l'écrit.

pour exercer sa citoyenneté et dont l'influence sur la carrière scolaire à venir est importante. Par ailleurs, la première étude internationale sur la littératie des adultes (*IALS*) a montré que la compétence en lecture avait, à diplôme égal, un effet positif sur le salaire (OECD, Statistics Canada, 2000).

En deuxième lieu, elle porte sur l'effet de la position des parents dans la hiérarchie socioprofessionnelle au sens strict et non pas sur l'effet de l'environnement familial et social en général. Qui veut mesurer les inégalités sociales devant l'école se trouve confronté au problème de la nature multidimensionnelle du milieu social. La plupart des travaux construisent une variable qui rassemble plusieurs caractéristiques du milieu social de l'élève, la justice commandant que la réussite scolaire soit indépendante de l'ensemble de ces caractéristiques. Par exemple, dans les rapports de l'OCDE qui analysent à partir de PISA l'influence de l'environnement social sur les compétences scolaires, la variable la plus utilisée n'est pas l'indice de statut socio-économique (*ISEI*), mais l'indice de statut social, économique et culturel (*IESCS*) qui ajoute au premier le plus haut niveau d'éducation des parents, l'indice de richesse familiale, celui des ressources éducatives disponibles à la maison et enfin celui des ressources culturelles (OECD, 2001 ; OCDE, 2003). De même M. Duru-Bellat et A. Kieffer (1999), C. Thélot et L.-A. Vallet (2000) appréhendent l'origine sociale de l'élève par plusieurs combinaisons de la profession de ses parents et de leur plus haut diplôme, Grisay (1997) construit un bloc de variables « Caractéristiques personnelles et familiales de l'élève » qui comprend la catégorie professionnelle des parents, mais aussi la nationalité, le sexe de l'élève et son retard scolaire à l'entrée du collège ainsi qu'un indice des attentes familiales. De même encore, les études qui se proposent de comparer l'efficacité de l'enseignement privé et de l'enseignement public, par exemple, s'efforcent de tenir sous contrôle l'ensemble des caractéristiques qui peuvent distinguer les parents du public de ceux du privé (Tavan, 2004).

D'autres travaux isolent l'effet propre de la catégorie socioprofessionnelle de celui des variables qui lui sont associées. Ainsi un rapport de l'OCDE (2003) établit que le coefficient de l'origine sociale (*ISEI*) diminue presque de moitié selon qu'on introduit cette variable dans une régression simple ou dans une régression multiple, associée à des variables comme l'engagement en lecture, les ressources culturelles à la maison, le temps consacré aux devoirs ou le climat de discipline dans l'école (pp. 153-154). Cette approche est légitime dans le cadre d'une tentative pour distinguer l'effet de l'origine sociale selon qu'il provient de facteurs sur lesquels la famille ou l'école peuvent agir (l'engagement en lecture, par exemple) ou de facteurs plus « profonds », moins accessibles à l'action de politiques publiques ou à l'information des familles. Dans le même esprit, une revue de la littérature par Iverson et Walberg (1982) avait montré que la performance académique était plus fortement liée à l'environnement psychosociologique et au degré de stimulation intellectuelle à la maison qu'au statut socio-économique de la famille (cité par Van Damme, 2003).

Dans notre perspective, en revanche, il n'y a pas de sens à vouloir « purger » l'effet de l'origine sociale de celui de facteurs qui lui sont associés, puisque ce sont précisément par ces facteurs (davantage de travail à la maison, de communication culturelle, d'engagement dans les activités scolaires, etc.) que passe en réalité cet effet. Au contraire, il faut avoir une vision générale de tous les intermédiaires par lesquels la catégorie professionnelle des parents peut agir sur les performances scolaires. Ces facteurs intermédiaires peuvent être internes ou externes au fonctionnement de l'école, nous y reviendrons.

Ceci dit, une fois convenu de s'intéresser uniquement à la profession des parents, il faut décider comment appréhender et classer ces professions. Cela peut se faire de plusieurs façons, qui dépendent du cadre de référence du chercheur (Duru-Bellat, 2002). Nous classerons ici les professions sur une échelle continue, ce qui a l'avantage de donner des résultats qui ne dépendent pas de la définition des groupes retenus. Cette échelle, issue des travaux de Ganzeboom *et al.* (1992) est celle qui est utilisée dans PISA 2000. Elle hiérarchise les professions en fonction du revenu qu'elles procurent et du niveau d'éducation qu'elles requièrent (voir Annexe II). Par ailleurs, nous utilisons la profession du père là où d'autres chercheurs (OCDE, 2003, par exemple) utilisent la plus haute profession exercée par l'un ou l'autre parent, approche qui repose sur l'idée que la plus influente des professions des parents est la plus haute des deux. Toutefois, si l'on s'intéresse aux mécanismes par lesquels une variable produit des effets, il faut définir cette variable de la façon la plus homogène possible. L'autre solution nous aurait conduit à étudier les effets tantôt de la profession du père, tantôt de la profession de la mère. Lorsque nous parlerons « d'origine sociale » dans la suite de ce texte, ce sera dans ce sens précis : la situation de la profession du père sur l'échelle *ISEI*.

En troisième lieu, nous considérons que l'effet de l'origine sociale peut s'exercer à la fois par des facteurs externes à l'école et par des facteurs internes.

Les premiers travaux empiriques sur ce thème ont conçu comme purement *externe* l'action de l'origine sociale : « Les classes élémentaires des lycées sont en voie de suppression complète et tous les enfants reçoivent donc la même instruction dans les cinq classes du cycle élémentaire. Ils sont donc à égalité, si l'on peut dire, sur la ligne de départ. Or, à l'issue de ces cinq classes, tous n'ont pas atteint le même niveau. C'est que, sans parler des aptitudes individuelles, le milieu familial et social d'origine a exercé son influence, *indépendamment de l'école*, en admettant qu'il ne l'ait pas exercé déjà dès la naissance, par suite des phénomènes soit d'hérédité, soit d'ambiance culturelle (Girard *et al.*, 1963, cité dans Ballion, Bayart et Mayer, 1991, souligné par nous). On peut en effet imaginer des inégalités d'origine purement externe, par exemple si les enfants des catégories favorisées sont plus intelligents que les enfants des catégories « défavorisées », que ce soit sous l'effet de l'hérédité ou plutôt des modes d'éducation familiaux (Lautrey, 1980), si les enfants défavorisés présentent des « handicaps culturels », si les

parents, souhaitant que les écarts sociaux ne se creusent pas trop au sein de leur famille, se mobilisent en faveur de leurs enfants qui risquent d'échouer, s'ils sont favorisés, et au contraire s'abstiennent de le faire pour ceux qui réussissent, s'ils sont défavorisés. En bref, on peut considérer que trois grands types de variables externes sont mobilisées par les théories explicatives des inégalités sociales devant l'école :

– l'ambition, la volonté, l'habitus (« C'est pour moi » ou « Ce n'est pas pour moi »)

– la proximité de la culture de la maison et de celle de l'école (capacité d'aide, communication culturelle, etc.)

– les ressources financières, à travers les conditions matérielles de travail à la maison (Goux et Maurin, 2005) ou – mais cela ne joue pas pour les compétences acquises lors du tronc commun – à travers la disposition à supporter le risque et le coût d'opportunité d'une scolarité longue.

Plus récemment, on a mis en évidence que les variables internes, celles qui caractérisent l'environnement scolaire des élèves, jouaient aussi un rôle dans la construction des inégalités sociales, situation particulièrement problématique au regard de la justice (Meuret, 1999). Il peut s'agir de caractéristiques générales de l'organisation de la scolarité, par exemple, la longueur du tronc commun (Duru-Bellat, Mons et Suchaut, 2004) ou de caractéristiques des classes ou des établissements scolaires fréquentés par les élèves. Deux catégories de facteurs expliquent cette dernière inégalité : l'influence que les élèves ont les uns sur les autres (« *peer effect* »), et l'influence du public des écoles sur les pratiques des enseignants, qui, ensemble, forment ce qu'on appelle le « *school mix effect* » d'une part (Duru-Bellat, Danner, Le Bastard-Landrier et Piquée, 2004) et, d'autre part, la plus grande capacité des parents favorisés à repérer et choisir les écoles les plus efficaces, ou encore la plus grande propension des écoles efficaces à admettre des enfants de familles favorisées (Grisay, 1999).

Ces raisons combinées font que les élèves d'origine sociale élevée fréquentent des établissements scolaires qui, plus que les autres, présentent des caractéristiques favorables à l'enseignement. Dans les collèges français, ces caractéristiques sont une bonne exposition à l'apprentissage (2), un enseignement structuré, le fait que les élèves jugent leurs professeurs compétents et attachés à faire réussir tous les élèves, des relations de bonne qualité (considération, justice, etc.) entre enseignants et élèves, une bonne discipline en classe, peu de temps perdu, un suivi proche des élèves (3), (Grisay, 1997 ; Meuret, 2000). Elles sont proches de celles que la recherche anglo-saxonne associe aux établissements efficaces, dont Van Damme (2003) donne une synthèse récente : un environnement propice à l'apprentissage (temps consacré à la tâche, exposition à l'apprentissage, enseignement structuré,

(2) L'exposition à l'apprentissage est la proportion d'items de l'épreuve finale que les élèves déclarent avoir étudiée en classe.

(3) Ces variables caractérisent les collèges où les élèves progressent, en français et en maths, plus qu'attendu en fonction de leur niveau initial, dans le cadre d'une analyse de régression multiple multi-niveaux (Grisay, 1997).

enseignement direct) et un climat qui y est également favorable (relations entre élèves, relations entre élèves et enseignants, contribution du groupe classe à l'apprentissage).

Nos données ne nous permettent pas de mesurer l'effet de tous ces facteurs mais seulement de certains d'entre eux, qui seront présentés ci-dessous.

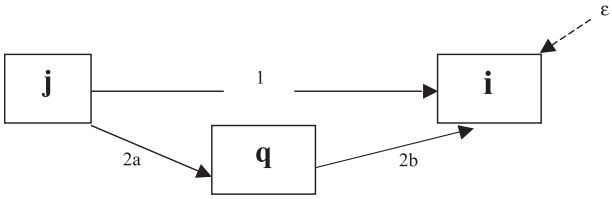
Méthode et données

De façon classique, lorsque l'on cherche à analyser statistiquement l'effet d'un groupe de variables exogènes sur une variable endogène (comme l'effet de l'origine sociale sur les compétences des élèves en lecture), il est fréquent d'user de procédures de régression multiple, simplifiant de ce fait, volontairement, une réalité plus complexe que celle décrite par le modèle statistique. Il est toutefois possible de différencier les différents canaux, permettant d'expliquer la relation qu'une variable entretient avec une autre. L'analyse en pistes causales (aussi connue sous le vocable de *path analysis*, analyse de dépendance ou encore analyse de cheminement), utilisée dans cette recherche, fournit une telle décomposition. Elle permet notamment de développer un modèle théorique pouvant établir des relations existantes entre les variables ciblées par et dans l'analyse envisagée. Elle constitue une extension de l'analyse de régression dans la mesure où elle offre la possibilité d'estimer l'effet direct et indirect d'une variable indépendante sur une variable dépendante et autorise de plus certaines d'entre elles à avoir le statut de variable indépendante d'une part, dépendante de l'autre (Kline, 1998).

L'analyse de dépendance

Un raisonnement graphique est communément proposé dans l'analyse de dépendance, décrivant par des flèches les effets directs et indirects de certaines variables sur d'autres (Alwin et Hauser, 1975 ; Davis, 1985). La démarche adoptée peut se présenter de façon simplifiée comme il suit :

GRAPHIQUE I. – ***Illustration de la* path analysis**



L'effet total de la variable indépendante (j) sur la variable dépendante (i) est donné par le coefficient de corrélation qui lie ces deux variables. Ce coefficient de corrélation correspond à une somme dont les termes sont les

coefficients matérialisant l'effet direct (relation 1) et les effets indirects de j sur i transitant par les facteurs q (relations 2a et 2b).

L'analyse de dépendance implique de plus la prise en compte de la temporalité, les variables indépendantes étant antérieures à la variable dépendante. Chacune des flèches part de la cause pour aller vers l'effet. En pointillé, est symbolisé l'effet résiduel (ou chemin résiduel) représentant les causes de i non prises en compte (ε) lorsque l'on a contrôlé l'effet de j et q.

Aucune flèche ne lie le facteur résiduel ε aux variables indépendantes. D'autres hypothèses sont posées de façon implicite lorsque l'on utilise l'analyse de dépendance. Parmi celles-ci :

1) Sont supposées la linéarité et l'additivité des relations entre variables : l'augmentation d'une unité de la variable indépendante entraîne une hausse ou baisse proportionnelle de la variable dépendante. L'additivité des relations est, quant à elle, supposée par souci de commodité statistique.

2) Les variables sont mesurées sur des intervalles et standardisées. Les analyses portent sur des corrélations et non des covariances.

3) Les relations causales sont asymétriques, aucun retour en arrière ou réciprocité n'est supposé. On distingue ainsi des variables de cause et d'autres d'effets. Le modèle de la *path analysis* est dit récursif (flèche unidirectionnelle).

De façon littérale, dans l'exemple simplifié traitant de trois variables i, j, q pour lesquelles on s'intéresse à l'effet de j (variable indépendante) sur i (variable dépendante), q (variable dépendante et indépendante) constituant une variable intermédiaire par laquelle peut transiter une part de l'effet de j ; l'effet total de la variable j sur la variable i est donné par la formule :

$$\underbrace{\Gamma_{ij}}_{effet.total.de.j.sur.i} = \underbrace{\rho_{qj} * \rho_{iq}}_{effet.indirect} + \underbrace{\rho_{ij}}_{effet.direct}$$

où Γ_{ij} (chemin de j à i), représentant le coefficient de corrélation entre i et j, donne une mesure de l'effet total de j sur i (coefficient de la régression simple expliquant la variabilité de i par la seule prise en compte de j),

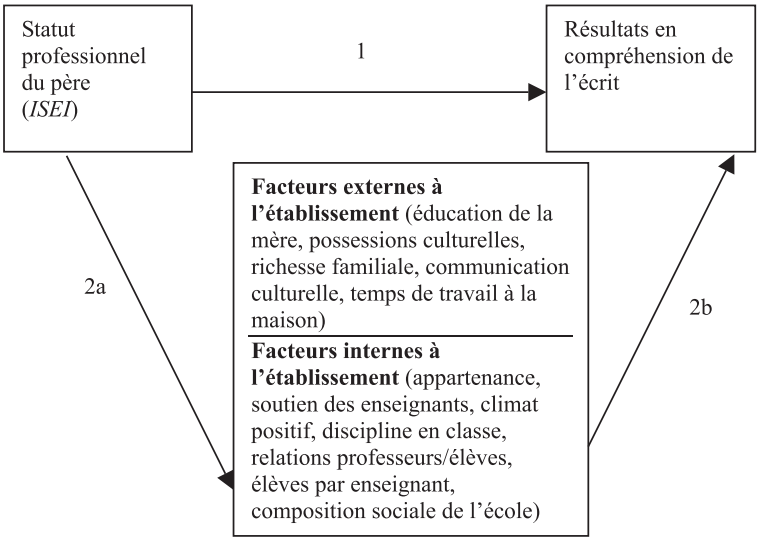
ρ_{qj} (chemin de j à q) donne une mesure de l'effet de j sur q (coefficient de la régression linéaire simple liant j à q),

ρ_{iq} (chemin de q à i) une mesure de l'effet de q sur i (coefficient de la régression linéaire multiple prenant en compte l'ensemble des variables q, ainsi que la variable j, pour expliquer i) ; la multiplication de ces deux derniers termes permettant de connaître l'ampleur de l'effet indirect (qui transite par les variables intermédiaires q) de la variable j sur la variable dépendante i,

ρ_{ij} (chemin de j à i) une mesure de l'effet direct de j sur i (coefficient de j dans la régression multiple, permettant d'expliquer la variabilité de i par l'ensemble des variables q et j introduites dans le modèle).

Son application à l'analyse de l'influence du statut professionnel du père sur la réussite en lecture

Cette analyse a ainsi été appliquée à l'étude qui nous intéresse, à savoir la mesure de l'effet du statut professionnel du père sur les résultats en compréhension de l'écrit des élèves. La problématique peut se schématiser comme suit (les variables sont présentées en Annexe II).



Ainsi est émise l'hypothèse selon laquelle le statut professionnel du père exerce, d'une part, un **effet direct** (4) et d'autre part, un **effet indirect** sur les résultats en lecture. **L'effet direct,** symbolisé ci-dessus par la flèche 1, est mesuré par le coefficient de la variable *ISEI* dans la régression linéaire multiple, prenant comme variable dépendante les résultats en lecture, comme variables indépendantes l'ensemble des facteurs externes et internes à l'école. Ce premier coefficient permet de connaître la variation marginale des résultats en lecture lorsque la variable reflétant le statut professionnel (*ISEI*) varie, les autres facteurs étant tenus constants.

L'**effet indirect** sur les résultats en lecture des élèves s'exerce via des facteurs externes (environnement familial de l'élève) et internes à l'école (variables relatives à l'environnement scolaire), facteurs qui à leur tour vont influer sur la variable dépendante.

(4) En réalité, on ne peut savoir dans quelle mesure cet effet direct recouvre un effet proprement direct de l'origine sociale (un effet que même une prise en compte de toutes les variables intermédiaires possibles n'arriverait pas à éliminer) et un effet d'autres variables intermédiaires que celles que nous avons prises en compte dans notre modèle.

Cet effet indirect résulte de la multiplication de deux coefficients : le premier est celui trouvé dans la régression simple (relation 2a) qui mesure le lien existant entre *ISEI* et chacune des variables représentant un facteur externe ou interne. Il permet de déterminer la variation marginale de chacune des variables internes et externes lorsque *ISEI* varie de une unité. Ces variables viennent à leur tour modifier les résultats en lecture. Le second coefficient (relation 2b) est celui affecté à chacune des variables dans la régression multiple qui prend comme variable dépendante les résultats des élèves en compréhension de l'écrit et comme variables explicatives l'ensemble des facteurs internes et externes introduits dans l'analyse ainsi que l'*ISEI*. L'effet indirect de *ISEI*, transitant par un facteur externe ou interne donné, résulte de la multiplication de ces deux coefficients. L'effet indirect total d'*ISEI* sur les résultats est donné par la somme de ces différentes multiplications.

Si l'on différencie dans les variables intermédiaires les facteurs externes et internes à l'institution scolaire, l'effet total de *ISEI* sur les résultats en compréhension s'écrit de la façon suivante :

$$\underbrace{\Gamma_{RESU/ISEI}}_{\text{Effet total de } ISEI \text{ sur les résultats}} = \underbrace{((\rho_{FE/ISEI})*\rho_{RESU/FE})}_{\text{Effet indirect de } ISEI \text{ sur les résultats transitant par des variables externes}} + \underbrace{(\rho_{FI/ISEI}*\rho_{RESU/FI})}_{\text{Effet indirect de } ISEI \text{ sur les résultats transitant par des variables internes}}) + \underbrace{\rho_{RESU/ISEI}}_{\text{Effet direct de } ISEI \text{ sur les résultats}}$$

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

Les résultats

Nous présenterons d'abord une comparaison de notre estimation de l'effet de l'origine sociale sur la compréhension en lecture avec quelques autres façons de la mesurer à partir des données PISA, de façon à estimer sa robustesse. Ensuite, nous affinerons cette mesure en la complétant par d'autres indicateurs de la distribution des scores. Nous présenterons alors les résultats obtenus pour la France, puis pour les autres pays européens, et enfin nous essaierons de commenter le tableau d'ensemble offert par ces pays.

Ampleur de l'effet de l'origine sociale sur la compréhension en lecture

L'appréhension de l'effet de l'origine sociale sur une variable scolaire donnée suppose que l'on définisse non seulement cette variable (ici, la compréhension de l'écrit à 15 ans telle que la mesure PISA 2000) et l'origine

sociale (ici, l'indice *ISEI* du père), mais aussi que l'on fasse le choix d'un indicateur de la relation entre les deux.

Plus précisément, nous avons voulu vérifier la concordance de notre mesure de cet effet au moyen de la *path analysis* avec d'autres mesures (Tableau I) :

– le coefficient de régression linéaire de la performance sur *IESCS*, l'indice de PISA qui rassemble plusieurs variables socio-économiques (voir ci-dessus) : pentiescs (Duru-Bellat, Mons et Suchaut, 2004, p. 106) ;

– le coefficient de régression linéaire de la performance sur le plus haut indice *ISEI* des deux parents (*HISEI*) : penthisei (OCDE, 2003, p. 254) ;

– la différence de score moyen entre les élèves du dernier et du premier quartile d'*ISEI* : ecpisei (Duru-Bellat, Mons et Suchaut, 2004, p. 106) ;

– notre mesure de l'effet total de l'*ISEI* du père via une *path analysis* (pathpisei).

TABLEAU I. – ***Différentes mesures de l'effet de l'origine sociale sur la compréhension de l'écrit à 15 ans dans des pays européens*** (5)

	Pentiescs	Penthisei	Ecpisei	Pathpisei
Belgique	48	38	103	0,36
Danemark	42	29	78	0,30
Allemagne	60	45	114	0,40
Grèce	38	28	79	0,32
Espagne	32	27	68	0,32
France	47	31	83	0,36
Irlande	38	30	79	0,31
Italie	32	26	68	0,28
Autriche	41	35	80	0,33
Luxembourg	46	39	103	0,40
Finlande	30	21	52	0,23
Suède	36	27	73	0,27
Royaume-Uni	49	39	98	0,38
Suisse	49	40	115	0,40
Belgique	48	38	103	0,36

Lecture : Les deux premières colonnes représentent des coefficients de régression linéaire : plus particulièrement « pentiescs » représente le coefficient de régression liant iescs à la performance moyenne en compréhension de l'écrit et «penthisei » le coefficient de régression liant le plus haut indice *ISEI* des deux parents à la performance moyenne en compréhension de l'écrit. La troisième colonne donne « ecpisei » soit la différence de score (en points) en compréhension de l'écrit entre les élèves appartenant au quartile inférieur de l'indice socio-économique international de statut professionnel et ceux appartenant au quartile supérieur. La dernière colonne, « pathisei », présente le coefficient de corrélation liant *ISEI* au score en compréhension de l'écrit.

(5) Ces pays sont les plus peuplés de l'UE 15, à l'exception des Pays-Bas, dont le taux de réponse à l'enquête PISA était trop faible (OECD, 2001).

Comme attendu, les corrélations sont très élevées entre ces valeurs (0,93 entre pentiescs et penthisei ; 0,96 entre penthisei et ecpisei ; 0,93 entre ecpisei et pathpisei ; 0,92 entre penthisei et pathpisei) comme entre leurs classements (la corrélation des rangs est de 0,94 entre pentiescs et penthisei ; 0,93 entre penthisei et pathpisei). Le tableau dressé par l'un ou l'autre de ces indicateurs peut donc être considéré comme robuste.

Après d'autres (OECD, 2001 ; GERESE, 2003 ; Duru-Bellat, Mons et Suchaut, 2004), ce tableau met en lumière le fait que l'effet de l'origine sociale sur la performance scolaire varie nettement d'un pays à l'autre, fait d'où l'on peut tirer quelque espoir de le réduire dans les pays où il est le plus grand. Par exemple, entre les deux quartiles sociaux extrêmes, l'écart de performance, sur une échelle de moyenne 500 et d'écart type 100, est de 52 points en Finlande contre 114 points en Allemagne, écart donc plus de deux fois plus grand dans le second pays que dans le premier. Par exemple encore, un accroissement d'une unité sur l'échelle *HISEI* se traduit par un gain de compétence de 21 points en Finlande et de 45 points en Allemagne, à nouveau un écart de l'ordre du double.

L'Allemagne, accompagnée de la Suisse pour certains indicateurs, paraît ici le pays le plus inégalitaire, suivie par un groupe culturellement hétéroclite où l'on trouve, outre la Suisse, la Belgique, le Royaume-Uni et la France, tandis que deux groupes de pays, qui encadrent géographiquement les précédents, paraissent nettement plus égalitaires, d'une part certains pays méditerranéens (Espagne, Italie, Grèce) d'autre part certains pays nordiques (Finlande, Suède) (6).

Inégalités sociales, efficacité et équité dans des systèmes scolaires européens

On peut estimer, si l'on s'évade d'une approche purement relative des effets de l'éducation, que la gravité des inégalités sociales de compétence dans un pays dépend à la fois de l'écart entre le score du plus faible des élèves les plus défavorisés et le score du plus fort des élèves les plus favorisés et de la valeur absolue du score d'un élève qui se situe à un niveau donné de l'échelle sociale. Dans ce cadre, l'influence de *ISEI* sur le score en compréhension de l'écrit témoignera d'une situation d'autant plus inéquitable qu'elle est importante, bien sûr, mais aussi d'autant plus que :

– le score moyen du pays est faible, puisqu'une même baisse due à *ISEI* s'y traduira alors par un niveau absolu plus bas ;

– la dispersion des scores est importante, puisque l'étendue entre les scores extrêmes sera plus grande ;

(6) Une conception plus complète de la justice des systèmes éducatifs conduit à nuancer ce tableau : des pays comme la France ou l'Italie présentent des inégalités relativement faibles entre les élèves les plus faibles et les plus forts ; au Royaume-Uni, peu d'élèves se situent en dessous d'un seuil minimal de compétences ; en Belgique, au Danemark, les pratiques et transferts des plus éduqués manifestent une certaine solidarité avec les plus défavorisés ; c'est moins le cas en Espagne ou en Italie (GERESE, 2003).

– le score des élèves les plus faibles du pays est faible, puisque le seuil en dessous duquel il est impossible de descendre est alors situé plus bas ;

– la variation de *ISEI* dans le pays sera importante, puisque l'effet, que nous mesurons, d'une baisse d'ampleur donnée de *ISEI* pourra s'exercer à partir d'une variation plus importante de cette variable.

Le Tableau II rassemble ces diverses dimensions.

TABLEAU II. – ***Inégalités sociales, équité et performance moyenne en compréhension de l'écrit dans des pays européens***

	Score moyen	Dispersion du score (écart type)	Score du décile le plus faible	Influence de *ISEI* du père (pathpisei)	Intervalle interquartile de l'indice *ISEI*	Valeur moyenne de l'indice *ISEI*
Belgique	507	**107**	354	**0,36**	**43.4**	49
Danemark	497	98	367	0,30	**42.1**	49.7
Allemagne	***484***	**111**	***335***	**0,40**	40.2	48.9
Grèce	***474***	97	***342***	0,32	**46.7**	47.8
Espagne	493	***85***	379	0,32	40.5	45
France	505	***92***	381	**0,36**	**43.5**	48.3
Irlande	**527**	94	**401**	0,31	40.9	48.4
Italie	***487***	***91***	368	***0,28***	40.4	47.1
Autriche	507	93	383	0,33	***36.2***	49.7
Finlande	**546**	***89***	**429**	***0,23***	**42.1**	50
Suède	516	***92***	392	***0,27***	41.7	50.6
Royaume-Uni	**523**	100	391	**0,38**	41.1	51.3
Suisse	494	102	355	**0,40**	**42.6**	49.2

Sources : PISA 2000, d'après OECD (2001) et calculs des auteurs.
Lecture : Pour chaque indicateur les valeurs les plus fortes sont en gras et les plus faibles en italiques grasses. Le score est situé sur une échelle de moyenne internationale (pays de l'OCDE) 500 et d'écart type 100. Ce tableau doit être lu en tenant compte de ce qu'il est calculé sur un échantillon de parents de jeunes de 15 ans, pas sur un échantillon de la population.

L'analyse du Tableau II amène à considérer que les pays où l'influence de la profession du père est la plus importante sont l'Allemagne, la Suisse et à un moindre degré le Royaume-Uni, la Belgique et la France, et que ceux où elle est la plus faible sont la Finlande, la Suède, l'Espagne et l'Italie.

On voit dans le Tableau II que l'inégalité sociale est aggravée en Allemagne par la faiblesse du score moyen, du score des plus faibles et par la forte dispersion ; en Belgique, par l'étendue de la variation de *ISEI* et par la forte dispersion des scores ; en France, elle est aggravée par l'étendue de la variation de *ISEI* mais atténuée par la relativement faible dispersion des scores. Elle est atténuée au Royaume-Uni par le bon score moyen et par un score des plus faibles relativement élevé.

Dans certains pays où l'influence de *ISEI* est moyenne (Grèce) ou faible (Italie), elle est cependant aggravée par la faiblesse du score moyen et du score des plus faibles.

En revanche, Finlande et Suède – la première plus encore que la seconde – présentent des inégalités sociales qui non seulement sont faibles, mais encore

se déploient dans un espace de compétences dont la moyenne, comme le seuil de faiblesse, sont élevés et dont la dispersion est faible.

Enfin, on peut noter que l'Autriche présente une population relativement homogène socialement – à l'inverse de la Finlande –, ce qui limite l'ampleur des inégalités sociales pour une influence pourtant moyenne de l'origine sociale sur les compétences.

La genèse des inégalités sociales en France

TABLEAU III. – ***Effet de l'origine sociale sur la compréhension de l'écrit des élèves de 15 ans en France***

Effet total	0,36
Effet direct	0,21
Effet indirect…	0,14
… dont par variables externes	0,14
Éducation de la mère (7)	0,44*0.05 = 0,02
Possessions culturelles	0,31*0,19 = 0,06
Richesse familiale	0,31*0,07 = 0,02
Communication culturelle	0,19*0,07 = 0,01
Temps de travail à la maison	0,14*0,20 = 0,03
… dont par variables internes	0,00
Appartenance	
Soutien des enseignants	-0,06*0,06 = 0
Climat positif	-0,04*-0,02 = 0
Discipline en classe	
Relations professeurs/élèves	
Enseignants par élèves	-0,01*-0,11 = 0
Composition sociale	

Lecture : Une des raisons pour lesquelles les enfants de père « favorisé » sont plus compétents en lecture est que les pères favorisés épousent des femmes éduquées. Deux coefficients sont donnés pour ce facteur : le premier (0,44) matérialise la relation de *ISEI* à la variable « éducation de la mère » (0,44 est le coefficient de *ISEI* dans la régression simple liant cette variable à la variable « éducation de la mère ». C'est le coefficient de la relation 2a dans le graphique précédent). Le second coefficient donné pour la variable « éducation de la mère » (0,05) matérialise la relation entre cette variable et les résultats en compréhension de l'écrit (relation 2b). L'effet indirect total de *ISEI* du père transitant par la variable « éducation de la mère » est donné par le produit de ces deux coefficients, soit 0,02. Il est parfois probable que le produit de ces deux coefficients soit égal à 0, les deux coefficients (relations 2a et 2b) se neutralisant mutuellement. Le produit est toutefois indiqué dans le tableau à titre d'information. En revanche, les lignes non renseignées pour certains facteurs témoignent d'un poids nul des deux coefficients.

(7) La variable « éducation de la mère » est considérée dans cette analyse comme faisant partie des variables externes et étant causalement postérieure au statut professionnel du père. Cette hypothèse peut se défendre si l'on suppose que les hommes choisissent en partie leur femme en fonction de son niveau d'éducation et que les hommes de statut social élevé ont un choix plus grand (et inversement que les femmes choisissent leur mari en fonction de leur statut, et que les femmes plus éduquées ont un choix plus grand). Toutefois, notre analyse n'exige pas que cette relation soit de type causal.

L'effet de *ISEI* est, pour 60 % (0,21/0,36), un effet direct. On ne peut exclure – en prenant quelque distance avec la citation de F. Héran (1996, p. 37) et donc avec notre propre approche – qu'existe en réalité un « vrai » effet direct de l'origine sociale, quelque chose comme l'effet net de l'idée que si mon père est ingénieur, je dois viser une scolarité qui me permette de faire aussi bien que lui, un effet qui s'avèrerait irréductible à ses conséquences sur telle ou telle variable du modèle, la durée du travail à la maison par exemple. Mais il est aussi probable que l'effet direct absorbe une part de bruit : les variables du modèle, y compris la profession du père, sont appréhendées à travers les déclarations des élèves et sont inévitablement entachées d'imprécisions. En particulier, il semble que la variable « richesse des familles » ait pâti de biais de désirabilité significatifs. Ce peut aussi être le cas de l'appréciation portée par les élèves sur les variables internes. Par ailleurs, d'autres variables que celles du modèle peuvent contribuer à l'effet de l'origine sociale sur les compétences.

L'effet indirect de *ISEI* est moindre (40 % ; 0,14 sur 0,36) et transite essentiellement par des facteurs externes au système éducatif.

Une explication à l'insignifiance du rôle des facteurs internes est qu'ils sont faiblement associés à la performance des élèves. Parmi les sept variables internes de notre modèle, deux seulement sont associées à la compréhension de l'écrit avec une force analogue à celle des variables externes : le taux d'encadrement en enseignants, la mesure dans laquelle les élèves ont le sentiment que leurs enseignants les soutiennent dans leur apprentissage. D'autres analyses des données de PISA 2000 témoignent d'ailleurs de corrélations faibles entre les caractéristiques du contexte scolaire des élèves et les performances à l'écrit (OCDE, 2003, chap. 6). Cette faiblesse est le produit d'une part d'un effet suppressif, d'autre part de la faible durée de leur action. L'effet suppressif consiste en ce que, si l'on attribue plus de postes aux établissements où sont les élèves les plus faibles, par exemple aux lycées professionnels, on observera une corrélation négative entre la dotation en postes et la performance, même si l'effet net de la dotation est positif, c'est-à-dire si les élèves de ces lycées sont plus compétents que si la dotation avait été moindre. L'effet de la durée vient de ce que les variables internes mesurent, pour les élèves « à l'heure », la situation vers le mois de mars dans un lycée qu'ils ne fréquentent que depuis le début de leur seconde et, pour l'ensemble des élèves, « à l'heure » ou non, la situation dans une classe qu'ils ne fréquentent que depuis le début de l'année. Or la compréhension de l'écrit mesurée par PISA s'est évidemment construite tout au long de la scolarité obligatoire, scolarité pendant laquelle les attitudes et les pratiques des parents ont probablement peu changé tandis que la qualité de l'environnement scolaire, elle, pouvait varier. La temporalité de ces deux groupes de variables est donc différente. Ceci expliquerait que, lorsque l'on étudie l'effet de l'origine sociale sur une période plus brève – la progression au cours du collège, par exemple – le poids des facteurs internes paraît plus grand (Grisay, 1997). Il faut noter, cependant, que cette explication implique tout de même une certaine variabilité de la qualité des environnements scolaires traversés par les élèves, y compris défavorisés.

Mais cette explication ne suffit pas. Elle explique la faiblesse, ou l'insignifiance, du second coefficient de la *path analysis*, mais pas celle du premier. Le fait est que les variables internes varient moins en fonction de l'origine sociale que les variables externes, et que celles qui varient (soutien des enseignants, climat de l'établissement, taux d'encadrement) le font dans un sens favorable aux élèves défavorisés (8). Même en tenant compte d'éventuels biais de désirabilité, cette observation n'est pas dénuée d'intérêt.

Parmi les variables externes, la plus influente est celle qui mesure les *possessions culturelles* de la famille, à la fois parce qu'elles varient beaucoup avec la situation socioprofessionnelle (0,31) et parce qu'elles sont fortement reliées à la performance (0,19). Ce résultat est d'autant plus remarquable que cette variable mesure très grossièrement le rapport à la lecture classique et à la grande culture (voir Annexe II), que les sociologues nous ont prévenu que l'on pouvait pratiquer d'autres types d'écrit que la littérature (Lahire, 1995) et qu'il ne s'agit pas d'une variable dont l'action est directe. On peut imaginer que la raison en est que, dans les familles dont les possessions témoignent d'un intérêt pour la littérature et la culture, les enfants lisent davantage de textes de type littéraire, peuvent davantage évoquer à la maison les textes travaillés en classe ou plus généralement que l'enseignement, en particulier du français, s'en trouve légitimé à la maison. Cela donnerait un avantage à ces élèves lors de la scolarité au collège où la lecture est organisée, non plus exclusivement, mais beaucoup, autour des textes littéraires.

Le *temps de travail* à la maison contribue de façon relativement élevée aux inégalités sociales de compétences. Les plus défavorisés travaillent moins à la maison que les plus favorisés, et, comme le lien est fort entre le travail à la maison et le score, cette différence se traduit par une différence de scores significative.

Le *niveau d'éducation de la mère,* dont toutes les études signalent une forte corrélation avec la carrière scolaire, a une action plutôt faible sur les inégalités sociales de performances lorsqu'il est mis en concurrence avec d'autres facteurs : les hommes de niveau professionnel élevé vivent bien avec des femmes plus éduquées (0,44) mais l'effet net de l'éducation de la mère sur la performance (0,05) est plus faible qu'attendu, du moins lorsqu'il est apprécié en tenant sous contrôle des variables qui peuvent lui être liées (travail à la maison, possessions culturelles).

La *richesse matérielle* et l'intensité de la *communication culturelle* sont dans le même cas : elles croissent avec le niveau professionnel du père, mais leur effet sur l'apprentissage est faible, de sorte que la contribution à l'effet de *ISEI* est faible.

(8) L'absence surprenante de lien entre l'origine sociale de l'élève et la composition sociale de l'établissement scolaire qu'il fréquente doit s'interpréter en tenant compte de ce qu'il s'agit de la composition sociale, non de l'établissement, mais de l'échantillon des élèves de 15 ans de cet établissement, population plus homogène que la première.

La situation en Europe

TABLEAU IV. – ***Effet de la profession du père sur la compréhension de l'écrit des élèves de 15 ans en Europe***

	FRA	UK	IRL	ALL	AUT	BEL	SUI	ITA	ESP	GRE	DAN	FIN	SUE	**MOY**
Effet total	36	38	31	40	33	36	40	28	32	32	30	23	27	32,8
Effet direct	21	27	24	22	21	24	28	18	15	19	13	14	19	20,4
Effet indirect…	14	11	5	17	12	13	13	10	17	13	13	08	08	11,8
… dont par variables externes	*12*	11	5	14	9	14 (9)	12	9	19	14	14	08	08	
Éducation de la mère	2	3	1	8	3	7	5	5	7	3	9	2	0	5,1
Possessions culturelles	6	3	3	3	2	5	3	3	4	4	2	4	5	3,6
Richesse familiale	2	0	0	1		-2		-2				0	0	-0,2
Communication culturelle	1	3	1	2	4	0	4	1	5	1	5	2	3	2 ,5
Temps de travail à la maison	3	2	0			4		2	3	6		0		1,5
… dont par variables internes		1	0	04	03	0	1	1	0	0	1	0		
Appartenance				0		0								
Soutien des enseignants	0		0			0	1			0			0	0 ,1
Climat positif	0	0				0	0	1	0		1	0	0	0,1
Discipline en classe		0	0	0				0				0	0	
Bonnes relations professeurs/ élèves	0			4										0,3
Enseignants par élèves		1			1									0,1
Composition sociale					2									0,2

Lecture : Les coefficients sont exprimés en centiles (12 signifie 0,12). Plus le coefficient est fort, plus les inégalités entre professions de ce facteur influent sur les inégalités de compétence. Les remarques du Tableau II s'appliquent. En France, l'effet de la profession du père sur les compétences en compréhension de l'écrit passe trois fois plus par les possessions culturelles de la famille [6] que par l'éducation de la mère [2], sous contrôle des autres variables du modèle. On trouvera dans le tableau de l'Annexe I les deux coefficients dont seul le produit est indiqué ici (leur valeur et leur erreur type : seuls les écarts significatifs sont commentés). Un 0 signifie que l'un au moins des deux coefficients était différent de 0, tandis que l'absence de signe signifie qu'aucun des deux ne l'était.

Dans presque tous les pays, l'effet *direct* de la profession du père est nettement plus important que l'effet *indirect,* celui qu'expliquent les variables de notre modèle. Deux exceptions à cette règle : l'Espagne et le Danemark.

Dans tous les pays considérés, une part minime de l'influence de l'origine sociale transite par les *variables internes* de notre modèle. Les deux coefficients de ces variables dans la *path analysis* sont faibles.

D'une part, les conditions d'enseignement varient moins en fonction de l'origine sociale que les variables externes, cela dans tous les pays. Il y a quelques exceptions, dont la plupart vont dans un sens compensatoire (Grisay, 1999) (10) : en France, en Suisse, les élèves défavorisés se sentent

(9) Cette ligne est évidemment inférieure à la précédente, sauf lorsque l'effet des variables internes est particulièrement faible et que des arrondis s'en mêlent.

(10) L'analyse qui suit commente séparément les deux coefficients de la *path analysis*, que l'on trouvera en Annexe I.

davantage que les autres soutenus par leurs enseignants ; au Royaume-Uni, en Autriche, ils disposent de plus d'enseignants pour un même nombre d'élèves ; en Allemagne, en Italie, en Irlande, au Royaume-Uni, ils jugent meilleure la discipline qui règne dans leur classe ; en Allemagne, ils jugent plus positivement leurs relations avec les enseignants. D'autres creusent les inégalités : au Royaume-Uni, au Danemark, les élèves défavorisés jugent le climat de leur établissement moins bon que les élèves favorisés. Mais le cas le plus fréquent est une association tellement proche de zéro qu'on ne l'a pas faite figurer dans le tableau.

D'autre part, les relations entre les variables internes et le niveau de compétences sont faibles et parfois inattendues, le plus souvent en raison d'effets suppressifs. Parmi les relations inattendues, de faibles compétences sont associées, au Royaume-Uni et en Suède, à une meilleure discipline en classe ; en Italie, à un meilleur climat dans l'établissement ; en Suisse, à un plus fort soutien des enseignants, en Allemagne, à de meilleures relations avec les enseignants.

Parmi les *variables externes*, le facteur qui, en moyenne, porte la plus grande responsabilité dans la genèse des inégalités sociales de compréhension de l'écrit est le *niveau d'éducation de la mère*. Son effet est particulièrement fort au Danemark, en Allemagne, en Belgique et en Espagne. Il est nettement plus faible en France, en Finlande, et quasi nul en Suède. Si l'effet de cette variable est en général fort, c'est qu'elle varie beaucoup avec la profession du père. Dans tous les pays de notre échantillon (sauf la Suède) c'est, de tous les facteurs du modèle, celui qui varie le plus avec elle. L'intensité de ce lien entre éducation de la mère et profession du père varie relativement peu d'un pays à l'autre : il est seulement 50 % plus fort en Italie, pays où il est le plus fort, qu'au Royaume-Uni ou en Suède, pays où il est le plus faible. En revanche, l'influence de l'éducation de la mère sur la compétence varie, elle, fortement d'un pays à l'autre : elle est dix fois plus forte en Allemagne et au Danemark, pays où elle est la plus forte, qu'en Suède, celui où elle est la plus faible.

Viennent ensuite les *possessions culturelles*. C'est en France, mais aussi en Belgique et en Suède, que ce facteur est le plus influent. Non point qu'en France le montant de ces possessions varie davantage avec la profession du père : les pays européens sont très proches à cet égard, à l'exception de l'Irlande où le lien entre ces deux variables est plus faible qu'ailleurs (voir Annexe I). Mais il y favorise plus qu'ailleurs l'apprentissage, et ceci de façon assez nette. On imagine évidemment que ce peut être parce que, dans notre pays plus qu'ailleurs, l'enseignement de la langue serait lié à la grande culture, mais d'autres raisons sans doute peuvent l'expliquer aussi. C'est en Autriche et au Danemark que l'influence de l'origine sociale transite le moins par les possessions culturelles. Dans ces deux pays, les possessions culturelles varient plus encore qu'en France avec la profession du père, mais elles sont beaucoup moins liées à la compréhension de l'écrit que dans les autres pays.

L'influence de l'origine sociale sur les compétences en compréhension de l'écrit ne s'explique que modérément par les inégalités sociales en matière de *communication culturelle* entre parents et enfants, un peu plus au Danemark, en Espagne, en Suisse et en Autriche que dans les autres pays. Quoique de façon moins nette, le schéma est le même que pour la variable précédente. Si son effet est relativement faible, c'est que, dans tous les pays, elle varie relativement peu avec la profession du père. Dans tous les pays sans exception, elle augmente avec la profession du père, mais elle augmente moins que les possessions culturelles, peut être parce qu'elle est moins exclusivement « culturelle » qu'elles : elle inclut des discussions politiques, des discussions sur des émissions TV de contenu non culturel. En revanche, les différences entre pays s'expliquent par la variation de la force du lien entre communication culturelle et compréhension de l'écrit. Entre les pays extrêmes, le premier coefficient varie en gros de un à deux, le second de un à trois. Si au Danemark, en Espagne, en Autriche, l'effet de l'origine sociale sur la compréhension de l'écrit passe plus qu'ailleurs par la communication culturelle entre parents et enfants, ce n'est pas que les inégalités sociales de communication culturelle y sont plus fortes, c'est que la communication culturelle y est davantage liée à la compréhension de l'écrit (11). Par exemple, dans certains pays, son association avec les compétences est plus forte que celle des possessions culturelles. C'est le cas du Danemark, de la Finlande, de l'Autriche, de l'Espagne, de la Suisse.

Le *temps de travail à la maison* n'est en réalité pas qu'une variable externe puisqu'il dépend à la fois de la quantité de travail que donnent les enseignants et du soin que les élèves y apportent. Il est aussi affecté d'une relation suppressive avec la compétence puisque les élèves faibles ont besoin de plus de temps pour faire une même « quantité » de devoirs. Cette relation suppressive partielle explique sans doute que la corrélation entre le temps consacré aux devoirs et la compétence en écrit soit positive, mais relativement faible (0,18 ; OCDE, 2003). Dans beaucoup de pays, l'effet de l'origine sociale sur la compréhension de l'écrit ne passe pas par cette variable. Finlande, Autriche, Suisse, Suède, Danemark sont dans ce cas. Le temps de travail à la maison n'est associé aux inégalités sociales de compétences qu'en France, en Espagne, au Royaume-Uni, en Italie, en Belgique et surtout en Grèce.

La *richesse familiale* – mesurée en demandant aux élèves si leur famille possède tel ou tel type de biens – contribue très faiblement aux inégalités sociales de compétences. Dans deux pays (Belgique, Italie) elle a même un effet compensatoire : comme dans les autres pays (12), la richesse y augmente

(11) En Finlande, cependant, le schéma est inverse : les inégalités sociales en compréhension de l'écrit transitent peu par les inégalités sociales de communication culturelle, alors même que la communication culturelle est plutôt fortement liée à la compréhension de l'écrit, parce que les inégalités sociales de communication culturelle sont faibles.

(12) Sauf au Royaume-Uni, résultat qui jette un doute sur la validité des réponses à cette question dans ce pays.

avec la position sociale du père, mais, dans ces deux-là et pas ailleurs, elle est associée négativement à la compréhension de l'écrit. Comme indiqué plus haut, ce résultat surprenant peut être un effet du caractère biaisé de cette variable : pour un élève pauvre, il semble que la perspective de déclarer que sa famille possédait plusieurs automobiles ou salles de bains ait été parfois irrésistible.

En résumé, il ressort de cette comparaison entre pays européens que :

– L'effet direct de l'origine sociale, ou un effet qui passe par d'autres variables que celles du modèle retenu ici, est en général plus important que celui qui transite par ces variables.

– L'influence de l'origine sociale sur la compréhension de l'écrit s'exerce plus par des variables externes qu'internes à l'école. Le fait que les élèves défavorisés pourraient recevoir un enseignement de moindre qualité, ou, plus généralement, seraient systématiquement placés dans un environnement éducatif moins favorable à la réussite n'est pas corroboré par nos données.

– L'effet de l'origine sociale transitant par les facteurs externes (éducation de la mère, possessions culturelles et communication culturelle en particulier) est d'ampleur variable selon les pays.

– Cette variation s'explique moins par celle de l'intensité de l'association entre la variable et la profession du père que par celle de l'intensité de l'association entre la variable – une ressource ou une pratique familiale – et la compréhension de l'écrit.

Discussion

Un des résultats de cette étude est l'importance de l'effet direct de la profession du père sur les performances en compréhension de l'écrit, c'est-à-dire l'effet marginal d'une variation de cette variable lorsque les autres sont tenues constantes. En moyenne sur nos treize pays, il est presque le double de celui qui transite par les variables de notre modèle. Comme ceci est vrai pour presque tous les pays (Danemark et Grèce font exception), il faut aller chercher l'explication ailleurs que dans une configuration propre à un pays particulier. Sans doute, une partie réside dans l'insuffisance de notre modèle, en particulier quant aux variables internes. On y reviendra. Mais l'écart est assez important pour suggérer que cette explication est insuffisante et que deux autres doivent être envisagées : la première est l'hypothèse qu'existe en quelque sorte un vrai effet direct, comme nous l'avons évoqué dans l'analyse du cas français ; la seconde est l'hypothèse de l'importance des inégalités sociales de capacités scolaires, dont Lautrey (1980) nous a appris à chercher l'origine dans le « système éducatif familial ». Cette hypothèse serait compatible avec l'efficacité souvent remarquée des interventions auprès des très jeunes enfants de milieu populaire (Garces *et al.*, 2004) et avec celle des modes d'éducation familiale.

Par ailleurs, nous nous attendions à trouver une influence importante des facteurs internes. Nous ne l'avons pas trouvée. Pour une part, pour des raisons liées à nos données. En effet, nous n'avons pas pris en compte tous les facteurs possibles d'efficacité (l'exposition à l'apprentissage, les dispositifs de soutien, par exemple) ; nos variables décrivent un environnement scolaire qui n'a agi sur les compétences de nos élèves que pendant peu de temps ; l'absence de pré-test expose à des effets suppressifs ; le caractère subjectif de certaines variables expose à des biais de désirabilité. Pour une autre part, nous pensons que c'est pour des raisons substantives, en particulier le fait que la distribution de la qualité de l'enseignement est moins inégale que ce à quoi on pouvait s'attendre. Ce résultat, pour la France, paraît contredire ce qui avait été établi par l'étude sur l'efficacité des collèges (Grisay, 1997). Selon cette étude, l'essentiel de la variance des compétences des élèves en fin de troisième en français et en maths n'est dû ni aux différences des caractéristiques individuelles, ni aux inégalités de qualité de l'enseignement, mais à leur recoupement : les élèves « les meilleurs et les plus favorisés » – l'étude ne distinguait pas entre eux – rencontrent de meilleures conditions de scolarisation. Pour concilier les résultats de Grisay et les nôtres, il faut imaginer que peut-être les meilleures conditions de scolarisation vont aux élèves « les meilleurs » plutôt qu'aux « plus favorisés » – deux populations qui coïncident moins qu'on ne le croit souvent – et peut-être aussi qu'une partie de l'effet attribué par cette étude aux facteurs internes l'est ici aux facteurs externes, puisque l'effet des variables internes y est mesuré sous le contrôle de celui des variables externes. Il est possible, par exemple, que l'effet des possessions et la communication culturelles – deux de nos variables externes – soient perçues, dans un modèle qui ne les prend pas en compte, à travers une variable interne comme la discipline ou l'attention en classe : la proximité culturelle entre la famille et la maison se traduirait aussi par une meilleure compréhension de l'intérêt du cours et donc une attitude plus positive en classe.

Ceci dit, à supposer que d'autres études confirment que la qualité des conditions de l'enseignement est relativement indépendante des catégories sociales, il n'en résulterait pas que les systèmes éducatifs sont sans effet sur les inégalités sociales de réussite scolaire. Partant, eux aussi, des données de PISA 2000, Duru-Bellat, Mons et Suchaut (2004) ont montré que des variables internes d'un autre type avaient, elles, un impact sur les inégalités sociales : la brièveté du tronc commun, l'existence de filières, la pratique du redoublement favorisent les inégalités sociales. Les inégalités sociales de compétences scolaires dépendraient donc moins de la distribution inégale de facteurs d'efficacité de l'enseignement que de l'organisation même de cet enseignement. Autrement dit, il serait moins nuisible à un élève « défavorisé » d'être dans un collège indiscipliné que d'être dans une filière de relégation.

Par ailleurs, l'effet des variables externes peut être plus ou moins fort selon la façon dont le système éducatif y fait face. Pour diminuer les inégalités sociales qui transitent par ces variables, deux voies s'ouvrent : diminuer leur association avec le niveau professionnel du père, diminuer leur effet sur

l'acquisition des performances. L'opportunité d'agir sur une variable, et d'emprunter l'une ou l'autre voie pour agir sur elle, dépend de deux facteurs. D'une part, plus l'intensité de la relation, soit entre *ISEI* et la variable, soit entre la variable et le score, varie entre les pays, plus on peut espérer qu'une politique ait prise sur cette relation. D'autre part, on a d'autant plus intérêt à modifier une relation que son coefficient complémentaire est fort. Le cas du *travail à la maison* en France est un bon exemple. Dans ce pays, sa relation avec le score est très forte, sa relation avec *ISEI* est significative. Or, l'association travail à la maison/*ISEI* varie beaucoup d'un pays à l'autre. On peut donc penser qu'une politique qui viserait, en France, à accroître le temps de travail hors cours, à la maison ou à l'école, des élèves défavorisés se traduirait par une diminution de l'inégalité sociale de compréhension de l'écrit. Un exemple inverse est celui de l'effet des *possessions culturelles*. La relation entre ces possessions et le niveau professionnel du père est forte dans tous les pays. On peut donc penser qu'il serait très difficile de modifier cette relation. En revanche, c'est en France, par rapport à tous les pays de notre échantillon, que les possessions culturelles favorisent le plus les apprentissages. Il faudrait donc plutôt chercher en ce cas à diminuer l'effet des possessions culturelles sur les scores en compréhension de l'écrit, peut être en privilégiant moins l'étude de textes « culturels ».

Plus généralement, la Finlande et la Suède témoignent de ce qu'il est possible d'agir à travers les variables externes. Dans ces deux pays, l'effet de l'origine sociale, direct comme indirect, est faible. Si ce dernier est faible, c'est essentiellement parce que la contribution du niveau d'éducation de la mère y est très faible ou nulle. Pourtant, le lien entre la profession du père et le niveau d'éducation de la mère est aussi fort qu'ailleurs. Leur spécificité est d'avoir neutralisé l'influence du niveau d'éducation de la mère sur la performance scolaire des enfants. D'ailleurs, ce qui distingue, le plus souvent, les pays où l'influence de l'origine sociale sur les compétences passe peu par les variables externes, c'est que l'effet de ces variables sur les performances est faible et non qu'elles sont faiblement associées à l'origine sociale. On peut donc penser que, en général, l'association entre les variables externes et la performance scolaire est plus à la portée de politiques publiques que celle entre ces variables et la profession du père.

Il ne faut donc pas déduire de la quasi-absence d'effets de nos variables internes que la réduction des inégalités sociales de compétences est hors de portée des politiques d'éducation. L'importance de neutraliser l'effet de certaines variables externes associées à l'origine sociale rejoindrait les recommandations du déjà ancien rapport Bourdieu-Gros (1989) : proposer un curriculum dont la transmission fasse le moins possible appel à des compétences ou appétences acquises hors de l'école.

Une autre conclusion de ce travail est en quelque sorte négative. Nous l'avons commencé avec en tête une hypothèse sur la distribution internationale des mécanismes de l'inégalité sociale des compétences. Certains pays auraient obéi à ce que l'on pourrait appeler le modèle de l'empathie : les classes élevées obtiennent que l'école enseigne (de façon congruente avec)

leur culture et c'est ainsi que leurs enfants progressent mieux que les autres. Dans ce modèle, des facteurs comme les *ressources culturelles* et la *communication culturelle,* de même que le *sentiment d'appartenance* varient à la fois beaucoup en fonction de la position sociale et ont une forte influence sur la performance. D'autres pays, plus « avancés » dans une perspective parsonnienne, auraient défini l'enseignement de l'école à partir des besoins de l'économie et du fonctionnement social. Dans ces pays, l'avantage donné aux classes favorisées par la congruence entre leur culture et celle de l'école aurait diminué d'importance, mais, de façon non prévue par Parsons, pour conserver leur avantage dans la compétition scolaire, ces classes auraient poussé leurs enfants au travail (en répudiant l'idéologie du don), elles auraient mobilisé leurs ressources culturelles et financières pour envoyer leurs enfants dans les meilleurs établissements. Dans ce modèle, que l'on pourrait appeler de « l'avantage stratégique », on aurait une forte influence de la *richesse familiale* (qui permet d'habiter près des bonnes écoles, de payer des cours particuliers, de longs trajets pour aller à l'école, etc.), du *travail à la maison* et de la plupart des *variables internes* (13). C'est dans ce modèle-là que s'inscrivent la plupart des réflexions actuelles sur les méfaits de la régulation « libérale » de l'école, ainsi que les travaux sur la façon d'améliorer l'égalité des chances (améliorer la lisibilité du système : Dubet, 2002 ; Thélot *et al.*, 2004), lutter contre la ségrégation (Van Zanten, 2001 ; Duru-Bellat et Mingat, 1997) et nos propres travaux sur l'équité (GERESE, 2003 ; Meuret, 1999). Le moteur de l'inégalité serait, pour retourner la thèse de Collins (1979, cité par Duru-Bellat et Van Zanten, 1999), la compétition plutôt que la cooptation ou bien encore les ressources plutôt que la connivence.

Nos données montrent que le modèle de l'empathie est plus ou moins actif selon les pays. L'influence conjuguée des deux variables « possessions culturelles » et « communication culturelle » varie du simple au double entre l'Irlande, l'Autriche et l'Italie, pays où elle est la plus faible, et la Suède, où elle est la plus forte. En revanche, on ne voit nulle part apparaître le modèle de l'avantage stratégique. On peut donc se demander si les facteurs de l'inégalité sociale devant l'école ont évolué autant qu'on le soupçonne généralement.

Il faut rappeler ici, cependant, le caractère exploratoire de ce travail. Pour aller au bout de sa logique, il faudrait construire un modèle plus systématique de l'action des variables externes (comment agit au juste l'éducation de la mère ?), ajouter des variables (on aurait aimé disposer d'une variable sur les attentes des parents ou sur la fréquence des discussions sur l'école), mais il faudrait surtout mesurer mieux les variables internes. En fait, il faudrait

(13) L'éducation de la mère comme la composition sociale nous semblent pouvoir être mobilisées dans les deux modèles.

suivre une cohorte d'élèves depuis leur entrée à l'école, en mesurant périodiquement, par exemple par période de deux ans, leur score initial, les variables internes et externes et leur score final.

Denis MEURET

IREDU – Université de Bourgogne-CNRS
Pôle AAFE – Esplanade Erasme
BP 26513
21065 Dijon Cedex

d.meuret@club-internet.fr

Sophie MORLAIX

IREDU – Université de Bourgogne-CNRS
Pôle AAFE – Esplanade Erasme
BP 26513
21065 Dijon Cedex

sophie.morlaix@u-bourgogne.fr

ANNEXE I. – *Effet direct, indirect, total de l'origine sociale sur les résultats scolaires*

	France (n = 4 389)	Royaume-Uni (n = 7 679)	Finlande (n = 4 557)	Italie (n = 4 940)
Effet total	0,36 (0,014)	0,38 (0,01)	0,23 (0,014)	0,28 (0,014)
Effet direct	0,21 (0,016)	0,27 (0,012)	0,14 (0,017)	0,18 (0,017)
Effet indirect …	0,14	0,11	0,08	0,10
… dont par facteurs externes à l'école				
Éducation de la mère	0,44*0.05 = 0,02 (0,014)(0,014)	0,35*0,09 = 0,03 (0,011)(0,010)	0,44*0,04 = 0,02 (0,013)*(0,015)	0,54*0,09 = 0,05 (0,012)*(0,015)
Possessions culturelles	0,31*0,19 = 0,06 (0,014)(0,014)	0,29*0,11 = 0,03 (0,011)(0,010)	0,29*0,13 = 0,04 (0,014)*(0,014)	0,30*0,09 = 0,03 (0,014)*(0,014)
Richesse familiale	0,31*0,07 = 0,02 (0,014)(0,014)	0,31*(-0,01) = 0 (0,011)(0,010)	0,26*0,02 = 0 (0,014)*(0,014)	0,35*(-0,05) = –0,02 (0,014)*(0,014)
Communication culturelle	0,19*0,07 = 0,01 (0,015)(0,013)	0,19*0,09 = 0,03 (0,011)(0,010)	0,14*0,17 = 0,02 (0,015)*(0,014)	0,14*0,09 = 0,01 (0,014)*(0,013)
Temps de travail à la maison	0,14*0,20 = 0,03 (0,015)(0,013)	0,15*0,14 = 0,02 (0,011)(0,010)	0,02*0,05 = 0 (0,015)*(0,014)	0,09*0,19 = 0,02 (0,014)*(0,013)
… dont par facteurs internes à l'école				
Appartenance				
Soutien des enseignants	– 0,06*(0,06) = 0 (0,015)(0,013)		– 0,02*(-0,008) = 0 (0,015)*(0,014)	
Climat positif	(-0,04)*(-0,02) = 0 (0,015)(0,013)	0,06*0,1 = 0 (0,011)(0,011)		– 0,04*(-0,09) = 0,01 (0,014)*(0,013)
Discipline en classe		– 0,08*(-0,08) = 0 (0,011)(0,010)	0,03*0,08 = 0 (0,015)*(0,014)	– 0,09*(-0,09) = 0 (0,014)*(0,013)
Bonnes relations professeurs/élèves				
Enseignants par élève		– 0,13*(-0,04) = 0,01 (0,011)(0,010)		
Composition sociale				

Lecture : Entre parenthèses figurent les erreurs-standards des coefficients. Les variables sont définies dans l'Annexe II.

	Autriche (n = 3 953)	Belgique (n = 6 223)	Suisse (n = 5 724)
Effet total	0,33 (0,015)	0,36 (0,012)	0,40 (0,012)
Effet direct	0,21 (0,017)	0,24 (0,013)	0,28 (0,014)
Effet indirect …	0,12	0,13	0,13
… par des facteurs externes à l'école			
Éducation de la mère	0,44*0,06 = 0,03 (0,014)*(0,016)	0,43*0,13 = 0,07 (0,011)*(0,012)	0,44*0,11 = 0,05 (0,012)*(0,013)
Possessions culturelles	0,33*0,07 = 0,02 (0,015)*(0,015)	0,32*0,15 = 0,05 (0,012)*(0,012)	0,32*0,09 = 0,03 (0,013)*(0,012)
Richesse familiale		0,28*(-0,06) = –0,02 (0,012)*(0,012)	
Communication culturelle	0,21*0,17 = 0,04 (0,016)*(0,014)	0,15*0,02 = 0 (0,013)*(0,011)	0,24*0,15 = 0,04 (0,013)*(0,012)
Temps de travail à la maison		0,17*0,21= 0,04 (0,012)*(0,011)	
… par des facteurs internes à l'école			
Appartenance		0,05*0,05 = 0 (0,013)*(0,011)	
Soutien des enseignants		– 0,03*(-0,05) = 0 (0,013)*(0,011)	– 0,10*(-0,13) = 0,01 (0,013)*(0,012)
Climat positif		(-0,02)*(-0,04) = 0 (0,013)*(0,011)	
Discipline en classe			
Bonnes relations élèves/enseignants			
Enseignants par élèves	– 0,11*(-0,11) = 0,01 (0,016)*(0,014)		
Composition sociale	0,11*0,21 = 0,02 (0,016)*(0,014)		

	Suède (n = 4 191)	Espagne (n = 5 574)	Danemark (n = 3 953)
Effet total	0,27 (0,015)	0,32 (0,012)	0,30 (0,015)
Effet direct	0,19 (0,017)	0,15 (0,016)	0,13 (0,017)
Effet indirect	0,08	0,17	0,13
… par facteurs externes à l'école			
Éducation de la mère	0,35*0,016 = 0 (0,014)*(0,015)	0,52*0,13 = 0,07 (0,011)*(0,014)	0,42*0,22 = 0,09 (0,014)*(0,015)
Possessions culturelles	0,35*0,15 = 0,05 (0,014)*(0,015)	0,32*0,11 = 0,04 (0,013)*(0,012)	0,34*0,07 = 0,02 (0,015)*(0,015)
Richesse familiale			
Communication culturelle	0,20*0,15 = 0,03 (0,014)*(0,014)	0,24*0,19 = 0,05 (0,013)*(0,012)	0,23*0,23 = 0,05 (0,015)*(0,014)
Temps de travail à la maison		0,14*0,18 = 0,03 (0,013)*(0,012)	
… par facteurs internes à l'école			
Appartenance			
Soutien des enseignants	0,01*(-0,02) = 0 (0,015)*(0,014)		
Climat positif	0,05*0,09 = 0 (0,015)*(0,014)	– 0,03*0,03 = 0 (0,013)*(0,012)	0,07*0,11 = 0,01 (0,016)*(0,014)
Discipline en classe	– 0,04*(-0,07) = 0 (0,015)*(0,014)		
Bonnes relations professeurs/élèves			
Enseignants/élèves			
Composition sociale			

	Allemagne (n = 4 509)	Grèce (n = 4 390)	Irlande (n = 3 731)
Effet total	0,40 (0,013)	0,32 (0,014)	0,31 (0,015)
Effet direct	0,22 (0,015)	0,19 (0,017)	0,24 (0,016)
Effet indirect	0,17	0,13	0,05
… par facteurs externes à l'école			
Éducation de la mère	0,43*0,18 = 0,08 (0,013)*(0,014)	0,53*0,05 = 0,03 (0,013)*(0,015)	0,38*0,035 = 0,013 (0,015)*(0,016)
Possessions culturelles	0,31*0,096 = 0,03 (0,014)*(0,013)	0,30*0,14 = 0,04 (0,014)*(0,014)	0,22*0,12 = 0,03 (0,016)*(0,015)
Richesse familiale	0,28*0,05 = 0,01 (0,014)*(0,013)		0,31*(-0,01) = 0 (0,016)*(0,016)
Communication culturelle	0,21*0,09 = 0,02 (0,015)*(0,013)	0,16*0,07 = 0,01 (0,015)*(0,013)	0,14*0,1 = 0,01 (0,016)*(0,015)
Temps de travail à la maison		0,18*0,31 = 0,06 (0,015)*(0,013)	0,07*0,07 = 0 (0,016)*(0,015)
… par facteurs internes à l'école			
Appartenance à l'école	0,06*0,02 = 0 (0,015)*(0,012)		
Soutien des enseignants		(-0,05)*(-0,04) (0,015)*(0,013)	– 0,03*(-0,07) = 0 (0,016)*(0,015)
Climat positif			
Discipline en classe	– 0,06*(-0,04) = 0 (0,015)*(0,012)		– 0,06*(-0,15) = 0 (0,016)*(0,015)
Bonnes relations élèves/enseignants	– 0,14*(-0,26) = 0,04 (0,015)*(0,012)		
Enseignants par élève		0,10*(0,09) (0,015)*(0,013)	
Composition sociale			

ANNEXE II. – *Les variables du modèle*

***ISEI* (*International Socio-Economic Index*) :** Les élèves indiquent « quel est l'emploi principal » de leur père, de leur mère, puis ce « que fait leur mère (père) dans son emploi principal ». Les réponses à ces deux questions ont été codées pour affecter chaque parent à l'une des catégories de la classification *ISCO* (*International Standard Classification of Occupation*). Ces catégories ont été rangées sur une échelle continue, non pas en utilisant l'approche la plus classique, la classification des professions selon leur prestige (Treiman), mais selon l'approche proposée par Ganzeboom *et al.* (1992). Ganzeboom *et al.* abandonnent toute référence au prestige. Ils classent les professions sur une échelle continue avec un indice (*ISEI*) qui est une fonction du revenu et de l'éducation de leurs membres. Dans le cadre d'un modèle qui distingue, sous contrôle de l'âge, un effet direct de l'éducation sur le revenu et un effet indirect – qui transite précisément par la profession –, ils définissent l'indice comme « la variable intermédiaire entre l'éducation et le revenu qui maximise l'effet indirect de l'éducation sur le revenu et minimise son effet direct » (traduit par nous, p. 11). La variable utilisée dans cette étude-ci est l'indice de la profession du père.

Compréhension de l'écrit : PISA définit cette notion comme la capacité de comprendre, d'utiliser et de réfléchir sur des textes écrits de façon à atteindre ses buts, à développer ses connaissances et son potentiel et à participer activement à la société (OECD, 2001). Les documents présentés aux élèves étaient de natures diverses (littéraires, informatifs, argumentatifs, graphiques, etc.) sur lesquels étaient posées des questions qui mesuraient trois types de compétences (trouver une information, interpréter, réfléchir et évaluer). 45 % des questions appelaient une réponse rédigée. Pour plus de détail, voir OECD (2001) ou OECD (1999).

Niveau d'éducation de la mère : Les élèves devaient indiquer le plus haut niveau éducatif (CITE 1, 2, 3b ou 3c, 3a, ou supérieur à 3) (14) « terminé avec succès » par leur mère d'une part, par leur père d'autre part. On utilise ici le construit PISA, soit une conversion de ce niveau en années de scolarité. On a retenu ici le niveau d'éducation de la mère, converti en années d'études, puisqu'il est davantage corrélé avec la réussite scolaire que celui du père.

Possessions culturelles : Les élèves devaient indiquer s'ils « disposaient à la maison » de littérature classique (un exemple était donné), de recueils de poésie, d'œuvres d'art. Chaque question est dichotomique : oui/non.

Richesse familiale : Cette variable est construite à partir de deux questions. Les élèves devaient indiquer s'ils « disposaient à la maison » d'un lave-vaisselle, d'une chambre à eux, de logiciels éducatifs, d'une connexion à Internet ; ils devaient aussi indiquer si « leur famille disposait d'aucun, un, deux ou trois ou plus téléphones mobiles, téléviseurs, calculatrices, ordinateurs, automobiles et salles de bains.

Communication culturelle : Cette variable est construite à partir des déclarations des élèves sur la fréquence avec laquelle leurs parents discutent avec eux de questions politiques ou sociales ; discutent avec eux de livres, de films ou d'émissions de télévision ; écoutent avec eux de la musique classique. Les possibilités de réponse sont objectives (une fois par mois, plusieurs fois par semaine, etc.) de façon à diminuer les biais dus à l'accoutumance.

Temps de travail à la maison : Les élèves déclarent s'ils consacrent à faire leurs devoirs et à étudier dans chacune des trois disciplines (maths, langue du test, sciences) pas de temps du tout ; moins d'une heure ; entre une et trois heures ; plus de trois heures par semaine. C'est le temps de travail en français qui est utilisé ici.

Appartenance : Cet indice du « sentiment d'appartenance à l'établissement » est construit à partir des réponses (pas du tout d'accord, pas d'accord, d'accord, tout à fait d'accord) des élèves aux questions : mon établissement est un endroit où je me sens comme un étranger (-), je me fais facilement des amis (+), je me sens chez moi (+), je me sens souvent mal à l'aise (-), les autres élèves ont l'air de m'apprécier (+), je me sens seul (-) (OECD, 2004).

(14) Il s'agit d'une classification internationale des niveaux d'éducation, au sein de laquelle les données PISA effectuent les regroupements indiqués.

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

Climat positif : Indice dérivé des déclarations du chef d'établissement sur la mesure dans laquelle l'apprentissage était gêné par certains comportements des élèves (absentéisme, perturbation des cours, manque de respect aux enseignants, usage d'alcool ou de drogues, brutalisation ou intimidation d'autres élèves). L'indice est en sens inverse des réponses.

Discipline en classe : On demande aux élèves à quelle fréquence les situations suivantes se présentent pendant leur cours de (langue du test) : le professeur doit attendre un long moment avant que les élèves ne se calment ; les élèves ne peuvent pas bien travailler ; n'écoutent pas ce que dit le professeur ; ne commencent à travailler que bien longtemps après le début du cours ; il y a du bruit et de l'agitation ; au début du cours, plus de cinq minutes se passent sans qu'on fasse rien. L'indice est en sens inverse des réponses.

Bonnes relations professeurs/élèves : On demande aux élèves leur degré d'accord avec les propositions suivantes : les élèves s'entendent bien avec les professeurs ; les professeurs s'intéressent au bien-être des élèves ; mes professeurs sont réellement à l'écoute de ce que j'ai à dire ; si j'ai besoin d'aide supplémentaire, mes professeurs me l'apporteront ; mes professeurs me traitent équitablement.

Enseignants par élèves : Nombre d'enseignants (en équivalent plein-temps) divisé par le nombre d'élèves dans l'établissement, d'après le chef d'établissement.

Composition sociale : Indice moyen *ISEI* de l'ensemble des élèves de l'échantillon PISA de l'établissement (35 élèves tirés au hasard sur la liste des élèves de 15 ans dans l'établissement ou la totalité de ces élèves s'ils étaient moins de 35). Lorsque l'élève, à la suite d'un ou plusieurs redoublements, est encore au collège, cet échantillon se compose seulement de redoublants. Lorsqu'il est en lycée, il se compose seulement d'élèves à l'heure. Il est donc probable que notre indice surestime les inégalités de composition sociale des publics d'élèves.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Alwin D. F., Hauser R. M., 1975. – « The decomposition of effects in path analysis », *American sociological review*, 40, pp. 37-47.

Ballion R., Bayart D., Mayer P., 1991. – « Le fonctionnement des lycées, étude de cas », *Les dossiers Éducations et formations*, 10.

Bourdieu P., Gros F., 1989. – *Pour une réflexion sur les contenus de l'enseignement*, rapport au Ministre de l'Éducation nationale.

Davis J. A., 1985. – *The logic of causal order. Quantitative applications in the social sciences*, Thousand Oaks (Ca), Sage Publications.

Dubet F., 2002. – *Le déclin de l'institution*, Paris, Le Seuil.

Duru-Bellat M., 2002. – *Les inégalités sociales à l'école*, Paris, Presses Universitaires de France.

Duru-Bellat M., Danner M., Le Bastard-Landrier S., Piquée C., 2004. – « Les effets de la composition scolaire et sociale du public d'élèves sur leur réussite et leurs attitudes », *Cahiers de l'IREDU*, 65.

Duru-Bellat M., Kieffer A., 1999. – « La démocratisation de l'enseignement revisitée », *Cahiers de l'IREDU*, 60.

Duru-Bellat M., Mingat A., 1997. – « La constitution des classes de niveau dans les collèges ; effets pervers d'une pratique à visée égalisatrice », *Revue française de sociologie*, *38*, 4, pp. 759-789.

Duru-Bellat M., Mons N., Suchaut B., 2004. – « Caractéristiques des systèmes éducatifs et compétences des jeunes à 15 ans : l'éclairage des comparaisons entre pays », *Cahiers de l'IREDU*, 66.

Duru-Bellat M., Van Zanten A., 1999. – *Sociologie de l'école*, Paris, Armand Colin.

Ganzeboom H. B., de Graaf. P. M., Treiman D. J., 1992. – « A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status », *Social science research*, 21, pp. 1-56.

Garces E., Thomas D., Currie J., 2004. – « Longer term effect of head start », National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, 8054.

GERESE (Baye, Demeuse, Straeten [Liège], Meuret, Morlaix [Dijon], Tiana [Madrid], Benadusi [Roma], Gorard, Smith [Cardiff]), 2003. – *Équité des systèmes éducatifs européens, un ensemble d'indicateurs*, Bruxelles, Commission Européenne.

Girard A. *et al.*, 1963. – « Enquête nationale sur l'entrée en sixième et la démocratisation de l'enseignement », *Population*, 1 [Repris dans *Population et enseignement*, Paris, Presses Universitaires de France, 1970].

Goux D., Maurin É., 1997. – « Démocratisation de l'école et persistance des inégalités », *Économie et statistique*, 306, pp. 27-39.

— 2005. – « The effect of overcrowded housing on children's performance at school », *Journal of public economics*, *89*, 5-6, pp. 797-819.

Grisay A., 1997. – « Évolution des acquis cognitifs et socio-cognitifs des élèves au cours des années de collège », *Les dossiers Éducation et formations*, 88.

— 1999. – « Comment mesurer l'effet des systèmes scolaires sur les inégalités entre élèves ? » dans **D. Meuret** (éd.), *La justice du système éducatif*, Bruxelles, De Boeck.

Héran F., 1996. – « École publique, école privée : qui peut choisir ? », *Économie et statistique*, 293, pp. 17-40.

Jonsson J. O., Erikson R., 2000. – « Understanding educational inequality, the Swedish experience », *L'Année sociologique*, *50*, 2, pp. 345-382.

Kline Rex B., 1998. – *Principles and practice of structural equation modelling*, New York, Guilford Press.

Lahire B., 1995. – *Tableaux de familles*, Paris, Gallimard-Le Seuil.

Lautrey J., 1980. – *Classe sociale, milieu familial et intelligence*, Paris, Presses Universitaires de France.

Maurin É., 2002. – « The impact of parental income on early schooling transitions : a re-examination using data over three generations », *Journal of public economics*, *85*, 3, pp. 301-332.

Meuret D., 1999. – *La justice du système éducatif*, Bruxelles, De Boeck.

— 2000. – « Établissements scolaires : ce qui fait la différence », *L'Année sociologique*, *50*, 2, pp. 544-555.

— 2003. – « Pourquoi les jeunes Français ont-ils à 15 ans des compétences inférieures à celles des jeunes d'autres pays ? », *Revue française de pédagogie*, 142, pp. 89-104.

OCDE, 2003. – *La lecture, moteur du changement, performances et engagement d'un pays à l'autre*.

OECD, 1999. – Measuring knowledge and skills. A New Framework for Assessment.

— 2001. – Knowledge and skills for life. First results from PISA 2000.

— 2004. – Student engagement at school, a sense of belonging and participation. Results from PISA 2000.

OECD, Statistics Canada, 2000. – *Literacy in the information age*.

Shavit Y., Blossfeld H.-P., 1993. – *Persistent inequality, changing educational attainment in thirteen countries*, Boulder, Westview Press.

Tavan C., 2004.– « École publique, école privée : comparaison des trajectoires et de la réussite scolaire », *Revue française de sociologie*, *45*, 1, pp. 133-165.

Thélot C. *et al.*, 2004. – *Pour la réussite de tous les élèves*, Paris, La Documentation Française.

Thélot C., Vallet L.-A., 2000. – « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Économie et statistique*, 334, pp. 3-32.

Van Damme J., 2003. – *Group composition and equal opportunities,* Communication au Séminaire du RAPPE sur la ségrégation scolaire, décembre, Paris.

Van Zanten A., 2001. – *L'école de la périphérie*, Paris, Presses Universitaires de France.