

# Une meilleure mesure du contexte socio-éducatif des élèves et des écoles

Construction d'un indice de position sociale à partir des professions des parents

**Noémie Le Donné**

CREST/LSQ, en stage à la DEPP au moment de la réaction de cet article

**Thierry Rocher**

Bureau de l'évaluation des élèves,

direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, MEN

**La profession des parents a montré ses limites à remplir son rôle de repérage central des disparités de réussite scolaire. D'où l'idée de construire et développer un indice de position socioscolaire, combinaison de plusieurs variables, mesurant la proximité au système scolaire du milieu familial de l'enfant.**

**Il s'avère que cet indice peut se substituer à la profession des parents pour mieux expliquer les parcours et la réussite scolaire de leurs enfants ; sa moyenne, calculée sur un ensemble plus large, l'établissement, permet surtout de mieux décrire les performances de celui-ci.**

## MOTIVATIONS

L'idée de construire un indice qui puisse mesurer la position socioscolaire des élèves répond à deux besoins issus des études statistiques des performances scolaires des élèves. En premier lieu, la profession des parents a montré ses limites à remplir son rôle de repérage central des disparités de réussite scolaire. Au plan de l'analyse des parcours scolaires, cet indice aurait pour vocation de synthétiser davantage de dimensions (sociales, économiques, culturelles et scolaires) et notamment de tenir compte de la synergie entre le milieu social de l'individu et l'institution scolaire. L'objectif est de mesurer l'intensité et l'efficacité de la synergie de chacune des PCS avec le système scolaire. En second lieu, le profil social d'ensembles plus larges que le simple individu se laisse difficilement appréhender à l'aide de la nomenclature des groupes socioprofessionnels. Une mesure quantitative permettrait de passer plus facilement du niveau de l'élève à celui de la classe ou de l'établissement scolaire. En réponse à ces deux préoccupations, une solu-

tion est envisagée : la transformation de la variable profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) en un indice de synergie sociale avec le système scolaire. La notion de synergie suggère de concevoir l'indice comme la résultante de forces, c'est-à-dire comme la combinaison de variables décrivant l'origine sociale et la proximité au système scolaire du milieu familial de l'enfant.

En 1999, un rapport de l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) sur la pertinence des PCS relevait deux défauts majeurs, qui s'appliquent parfaitement à l'usage de cette nomenclature dans le champ de l'éducation [Faucheux et Neyret, 1999]. Premièrement, la nomenclature des PCS échoue parfois dans son rôle de « critère central de description », de « repérage primordial des disparités de comportements ». Pour expliquer les choix d'orientation des enfants ou les performances scolaires, bien souvent le plus haut niveau de diplôme des parents ou la proximité des parents au système scolaire sont les caractéristiques les plus discriminantes. Deuxièmement, elle ne remplit pas toujours sa fonction de « premier élément de cadrage,

de hiérarchisation sociale », tant les disparités sont importantes au sein d'une même catégorie. Il existe ainsi une forte hétérogénéité entre certaines catégories sociales en matière d'éducation. L'exemple le plus emblématique est le classement des « professeurs des écoles, instituteurs et professions assimilées » dans le groupe « professions intermédiaires » (au niveau le plus agrégé de la nomenclature), alors que leurs enfants se distinguent des autres enfants de ce groupe par de plus grandes performances scolaires.

Il s'avère donc que la hiérarchisation implicite de la nomenclature des groupes socioprofessionnels n'est pas en adéquation avec l'échelle des performances scolaires des enfants<sup>1</sup>. C'est ainsi que la DEPP a remanié les PCS des parents d'élèves dans le cadre de l'élaboration d'indicateurs de performances des lycées, en les regroupant en quatre grandes catégories socioprofessionnelles : « très favorisées » encore appelées « favorisées A » (cadres, professions intellectuelles supérieures, chefs d'entreprise de plus de dix salariés et enseignants), « favorisées » ou « favorisées B » (professions intermédiaires), « moyennes » (agriculteurs exploitants, artisans, commerçants, employés), et « défavorisées » (ouvriers et inactifs). Cette hiérarchisation se fonde sur une idée de synergie entre socialisation familiale et socialisation scolaire. Elle fait par exemple figurer les professeurs des écoles dans la catégorie « très favorisée ». Néanmoins, cette classification reste grossière pour examiner les parcours scolaires des élèves, puisqu'elle répartit les élèves en seulement quatre catégories.

Pour mesurer l'adéquation des groupes socioprofessionnels aux exigences du système scolaire, quel-

ques arguments plaident en faveur de l'établissement d'une mesure quantitative (et non d'une catégorisation) de la position sociale en regard de la performance scolaire. Les hypothèses théoriques sur lesquelles repose la construction de cet indicateur sont loin d'être neutres ; les développements précédents l'ont déjà prouvé. Cet indicateur est fondé sur une vision assez « bourdieusienne » des socialisations familiale et scolaire et de leur interaction : il admet que dans le cadre de la socialisation familiale, l'enfant acquiert des « produits » qui ont plus ou moins de « valeur » sur le « marché scolaire », pour reprendre la métaphore économique de Lahire [1998], soit parce que la famille détient plus ou moins de capital scolaire, soit parce qu'elle accorde plus ou moins d'importance aux compétences scolaires (processus de légitimation familiale de l'univers scolaire). Dans ce cadre d'analyse, les sociologues ont forgé le concept de « distance scolaire » qui conforte le caractère continu de l'indice.

Néanmoins, nous inclinons à qualifier de synergie l'interaction entre les univers scolaire et familial. La synergie désigne communément un phénomène par lequel plusieurs facteurs ou influences agissant ensemble, créent un effet plus grand que la somme des effets attendus s'ils avaient opéré indépendamment, ou créent un effet que chacun d'entre eux n'aurait pas créé isolément. Cette approche met en exergue le caractère complémentaire ou non des influences de l'école et de la famille sur la réussite scolaire. Il s'agit bien de construire un indice de position sociale qui puisse intégrer cette dimension à l'ensemble des caractéristiques sociodémographiques qu'il synthétise.

Bien entendu, il est impossible

d'assigner à chaque élève scolarisé en France un indice de position socioscolaire, étant donné le manque de données sociales disponibles sur chaque individu. Comme la PCS est la seule caractéristique sociale qui figure systématiquement dans les évaluations et les enquêtes réalisées à la DEPP, nous proposons de regrouper les élèves selon leur PCS d'origine et d'attribuer à chaque PCS une valeur de l'indice. Il s'agit donc de classer les PCS sur une échelle de synergie sociale avec le système scolaire. Finalement, la construction de l'indice s'apparente à une transformation de la PCS en une variable continue : il s'agit d'attribuer à chaque profession une valeur chiffrée et d'introduire une distance entre chacune des professions.

L'élaboration d'une telle échelle repose sur la conception controversée d'un espace social des professions unidimensionnel et continu, qui va à l'encontre de la tradition sociologique française qui le conçoit multidimensionnel et discontinu. Néanmoins, les réticences que suscite une telle approche peuvent être compensées par les avantages pratiques du passage du discontinu au continu et du qualitatif au quantitatif. Cette idée est avant tout inspirée de la tradition sociologi-

#### NOTE

1. Le terme de hiérarchisation pour caractériser la nomenclature des PCS peut sembler abusif et problématique, puisque à l'origine, la nomenclature a pour objectif de regrouper la population en catégories socialement homogènes, en croisant plusieurs critères. Cependant la délimitation effective des groupes s'établit à partir de critères qui correspondent à trois strates de l'histoire des nomenclatures socioprofessionnelles : celle du métier, du statut et enfin de la dimension hiérarchique [Desrosières & Thévenot, 2002]. Un des axes de structuration de la classification obéit bel et bien à un principe de hiérarchisation.

que anglo-saxonne. Selon Ganzeboom, De Graaf et Treiman [1992], les positions des systèmes de stratification sociale se laissent appréhender de trois façons : par des catégories sociales (PCS, International Standard Classification of Occupations, et la nomenclature d'Erikson, Goldthorpe, Portocarero, EGP), par des échelles de prestige ou « ratings » (par exemple la « Standard International Occupational Prestige Scale » ou l'échelle des professions pour la France construite par Chambaz, Torelli & Maurin, [1998]), et enfin par des scores composites mesurant le statut socio-économique (la « Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status » est la somme pondérée du niveau d'éducation moyen et du revenu moyens des professions). À chaque instrument de mesure de la position sociale correspond une conception de la stratification sociale.

L'indice présenté ici n'a pas prétention à décrire l'espace social mais à permettre la mesure de contextes éducatifs. Il ne s'agit pas de donner une représentation figée de l'espace social et de naturaliser ainsi les différences socioscolaires entre les individus, mais de créer un instrument de mesure de l'espace social offrant des avantages d'ordre pratique, notamment celui de mesurer le statut socioscolaire de groupes d'individus.

Dans le rapport de l'INSEE cité plus haut, les auteurs soulignent le peu de pertinence des catégories sociales pour décrire des ensembles plus larges que les simples individus, tels que les ménages. Dans le domaine de l'éducation, ce type de problèmes se pose également pour caractériser le profil social d'une classe ou d'un établissement. Jusqu'à présent, les méthodes utilisées par les sociolo-

gues pour définir le profil social d'un établissement restent rudimentaires.

Convert [2003] utilise le pourcentage d'enfants de cadres dans la filière pour caractériser la composition sociale de chacune des voies scolaires et les hiérarchiser. Cette appréhension du profil social d'une population donnée apparaît insuffisante car elle ne s'intéresse qu'au poids d'un groupe social précis dans la population. De son côté, Davezies [2005] fait preuve d'un souci méthodologique plus prononcé pour la caractérisation sociale d'une école. Il propose une typologie des écoles élémentaires comportant quatre types d'écoles : les « écoles mixtes » (dont le public est représentatif de la population nationale scolarisée), les « écoles polarisées vers le haut » (pour lesquelles les élèves issus de familles socialement aisées sont surreprésentés au détriment des profils sociodémographiques défavorisés), les « écoles polarisées vers le bas » (qui recrutent principalement leurs élèves dans les couches défavorisées) et les « écoles concentrées au centre » (dont les élèves appartiennent majoritairement à des familles de classe moyenne ou moyenne supérieure). Le critère de référence pour définir le type d'établissement considéré est cependant réducteur : il s'agit du pourcentage d'enfants de certaines catégories dans l'établissement. Cette méthode peut manquer de robustesse car elle restreint le profil d'une classe aux proportions d'une partie des PCS qui la composent. Dans une classe à faible effectif, par exemple 20 élèves, un élève représente à lui seul 5 % de la classe. Ainsi, en étudiant des pourcentages-seuils d'élèves issus de telle ou telle catégorie, on peut vite basculer d'un type de classe à un autre.

Duru-Bellat, Danner, Le Bastard-Landrier et C. Piquée [2004], dans leur

étude sur les effets de la composition sociale et scolaire sur la réussite des élèves, passent en revue les différents indicateurs susceptibles de rendre compte de façon précise de la « tonalité sociale » des classes. Selon elles, la tonalité sociale d'un ensemble d'individus s'examine suivant deux aspects : le type de public le plus représenté et le caractère plus ou moins hétérogène (par rapport à la population de référence) de la classe. Pour le premier aspect descriptif de la composition sociale d'une classe, les auteurs considèrent différentes mesures et retiennent le critère de proportion seuil (fixée arbitrairement) : il s'agit d'une proportion d'élèves d'origine sociale « x » au-delà de laquelle la classe peut être considérée comme étant de ce type. Pour mesurer le caractère hétérogène ou homogène d'une classe, elles choisissent l'indice de déplacement qui est défini par la proportion d'élèves de la classe qu'il faudrait déplacer pour que la structure de la classe corresponde à celle qui prévaut dans la population. Malgré leurs considérations méthodologiques, elles avouent construire « de manière relativement arbitraire » deux typologies de classes en utilisant quatre groupes : hétérogène, hétérogène défavorisé, homogène défavorisé et favorisé. Le caractère arbitraire de la typologie émane de la détermination des proportions seuils et affaiblit le pouvoir descriptif de la typologie.

Cette courte revue des méthodes employées pour caractériser le profil social des classes ou des établissements dans la littérature sociologique, montre les limites des solutions proposées actuellement. La manipulation de catégories et de variables discrètes n'est pas aisée face à ce type de problématique. L'usage de variables continues apparaît bien

plus utile. L'indice pourrait servir d'instrument pour la mesure des effets de contexte, des effets classe et établissement, qui sont au cœur des problématiques actuelles de la sociologie de l'éducation. En outre, il pourrait donner une mesure plus fiable et plus robuste de la mixité sociale dans les établissements. Par exemple, l'évolution de l'indice social moyen d'une classe et de son écart-type renseignerait sur l'évolution de son profil social et de l'accroissement ou non de sa mixité sociale.

### NOTES

**2.** Les données de l'enquête IVQ (Information et vie quotidienne) ont également été mobilisées lors d'une phase exploratoire. Les résultats, non présentés ici, sont très proches de ceux obtenus avec les données du panel, qui ont finalement été préférées, notamment pour leur ancrage dans le champ scolaire.

**3.** L'aspect conatif couvre la motivation, le sentiment d'efficacité personnelle et les intérêts portés à la vie sociale et scolaire.

**4.** La variable PCS enregistrée pour chaque élève du panel est la synthèse de l'information recueillie sur la profession à l'aide du système de chiffrage automatique développé par l'INSEE (Système automatique de codage des réponses aux enquêtes) et de variables PCS complémentaires (PCS du premier et du second responsable de l'élève, PCS de la nomenclature INSEE au niveau 1 et au niveau 2). La nomenclature des PCS établie (reportée dans le tableau 2) se décline en 29 postes, et se situe à un échelon intermédiaire entre les nomenclatures des niveaux 2 et 3 de l'INSEE. Le faible nombre d'observations pour les catégories de retraités, d'anciens agriculteurs exploitants, d'anciens artisans, commerçants, chefs d'entreprise et d'anciens cadres et professions intermédiaires, a conduit à leur regroupement en une seule catégorie : anciens des professions intermédiaires et supérieures. Cette sous-représentation des catégories de retraités était prévisible étant donné qu'il s'agit de parents d'élèves de sixième (en moyenne âgés de 11 ans), parents qui sont pour la majorité en âge de travailler.

Dans la première partie de ce travail, nous présentons tout d'abord les méthodologies retenues pour la construction de l'indice. À cette occasion, nous exhibons la façon dont le cadre conceptuel a guidé nos choix méthodologiques pour l'élaboration de l'indice. Dans un deuxième temps, nous nous sommes attachés à livrer des éléments de validation de l'indice établi, tant au niveau individuel qu'au niveau agrégé des classes ou des établissements. Dans la dernière partie, nous montrons de quelle manière l'exploitation statistique de l'indice pourrait mesurer les effets de contexte, d'établissements ou de classes, mais aussi fournir des éléments de réponse aux problématiques de mixité sociale.

## CONSTRUCTION DE L'INDICE

### Choix de la base de données

Le cadre conceptuel pour l'élaboration de l'indice a naturellement guidé le choix de la base de données. La base de données idéale comporte de nombreuses variables portant, d'une part sur le profil socioéconomique et les attributs scolaires de la famille, et d'autre part sur la réussite scolaire des enfants. Le « panel sixième 2007 » est apparu comme la source de données la plus appropriée<sup>2</sup>. Il concerne plus de 30 000 élèves de sixième, de France métropolitaine et des DOM, scolarisés dans les secteurs public et privé sous contrat. Le système d'information du panel compte un questionnaire élève et une enquête auprès des familles qui permettent de relier les performances et les trajectoires scolaires des élèves à des informations précises portant sur leur milieu familial et la façon dont leurs

parents envisagent leur scolarité. Le questionnaire élève est composé de neuf séquences de dimension soit conative<sup>3</sup>, soit cognitive.

L'enquête auprès des familles est la source principale d'information sur l'environnement familial de l'enfant. Elle rend compte des caractéristiques sociales du milieu familial, de son rapport à l'immigration, des conditions matérielles d'existence de l'élève, des pratiques culturelles des parents et de l'élève, des représentations des parents et de l'élève concernant la scolarité, le devenir et l'environnement éducatif dans et hors de l'école. Ces données sont détaillées en annexe. Le codage des PCS du panel a fait l'objet d'examen minutieux, gages de qualité. En somme, les données de panel ont fourni le meilleur cadre pour la construction de l'indice. Comme spécifié en introduction, les PCS des parents<sup>4</sup> vont permettre de faire le lien entre les élèves d'une enquête et leur indice de synergie sociale. Nous avons classé 29 PCS suivant leur synergie sociale avec le système éducatif sur trois échelles : la première échelle ordonne les PCS de référence des ménages (le père, la mère ou le premier responsable), la seconde ordonne les PCS des mères, la troisième les PCS des pères. L'hypothèse sous-jacente est qu'avoir un père ouvrier plutôt qu'une mère ouvrière ne sont pas deux choses équivalentes. Les professions des femmes ne sont probablement pas classées dans le même ordre que les professions des hommes. De plus, l'origine sociale d'un enfant n'est pas unifiée ; l'enfant peut appartenir à un groupe social par sa mère et à un autre par son père. En construisant des échelles indépendantes pour chaque genre, on souhaite que le classement des professions selon leur relation au système

scolaire ait la possibilité de varier avec le genre du parent considéré.

## Méthode

Le cadre conceptuel posé pour la création de l'indice a permis de dégager des traductions statistiques à partir des intuitions sociologiques. L'indice de position socioscolaire est construit comme une combinaison linéaire de variables décrivant l'origine sociale et la proximité au système scolaire du milieu familial de l'enfant. Les inconnues du problème sont, par conséquent, à la fois les variables et leur poids.

La méthode retenue s'appuie sur une analyse des correspondances multiples (ACM) entre les caractéristiques sociales de la famille, le profil scolaire des parents et les variables de réussite scolaire de l'élève. Puisque le but de l'indice est de classer les PCS sur une échelle de synergie sociale, la PCS est reportée en variable supplémentaire. Les variables actives retenues correspondent aux variables sélectionnées lors d'une première formalisation de l'indice<sup>5</sup>. Sont ajoutées, en variables actives, les variables de réussite scolaire de l'enquêté : le score cognitif total, décliné en cinq indicatrices correspondant aux cinq intervalles délimités par les quintiles ; le parcours scolaire qui prend trois modalités : l'enfant est scolairement en retard,

« à l'heure » et en avance ; l'avis des parents sur le niveau scolaire de leur enfant : grandes difficultés, peu de difficultés, assez bon, excellent. En pratique, trois ACM ont été conduites, avec tour à tour en variable illustrative la PCS de référence, la PCS de la mère et la PCS du père, afin d'obtenir trois échelles distinctes.

L'analyse des résultats se focalise sur les axes dont l'interprétation paraît avoir du sens : il s'agit des deux premiers axes. Le premier axe explique 4,86 % de l'inertie totale, ce qui peut paraître faible au premier abord par rapport aux résultats attendus lors d'une analyse en composantes principales (ACP) ou d'une analyse factorielle des correspondances, mais les parts d'inertie expliquée en ACM sont toujours plus faibles que celles observées en ACP par exemple, et elles peuvent donner une vision pessimiste de la quantité d'information extraite.

Les variables portant sur l'environnement familial participent majoritairement à la formation de l'axe, puisqu'elles contribuent à 71,3 % de l'inertie expliquée par l'axe 1 ; les variables de réussite scolaire de l'élève contribuant à 11,4 % et l'implication, l'ambition des parents à 17,3 %. Les parts d'inertie expliquée par chacune des grandes caractéristiques du milieu familial sont reportées

dans le *tableau 1* et les détails sont donnés en annexe.

Les caractéristiques maternelles prévalent sur les caractéristiques paternelles : les variables concernant la mère expliquent 16,6 % de l'inertie du premier axe contre 13,5 % pour celles du père. Les variables de réussite scolaire de l'élève permettent également de bien caractériser l'axe puisque le score cognitif et le retard scolaire expliquent respectivement 7,1 % et 4,3 % de l'inertie de l'axe. Le premier axe oppose des élèves bien dotés en capital socioscolaire, c'est-à-dire des élèves en réussite scolaire (avec des performances élevées aux tests cognitifs et jugés excellents par leurs parents) qui vont régulièrement au théâtre, au cinéma, qui possèdent beaucoup de livres à leur domicile, issus de familles composées du couple parental et de deux enfants, et dont les parents, diplômés du supérieur envisagent un baccalauréat scientifique pour leur enfant, à des élèves au profil socioscolaire défavorisé, ayant redoublé, et dont la performance

### NOTE

**5.** La première approche, non présentée ici, s'appuyait sur la régression linéaire du score total obtenu aux six séquences de dimension cognitive par un ensemble de variables explicatives. Pour sélectionner les variables explicatives pertinentes, une méthode de régressions descendantes a été mise en œuvre. Un premier modèle comporte un nombre important de variables explicatives. Les variables dont les coefficients estimés sont significativement différents de 0 au seuil de 10 % sont retenues dans le deuxième modèle. Puis on réitère le procédé jusqu'à obtenir un modèle ne comportant que des variables significatives. À partir de la régression linéaire, l'indice individuel de profil socioscolaire est la somme des variables explicatives significatives décrivant le milieu familial, pondérées par les coefficients estimés de la régression.

**Tableau 1 – Parts d'inertie de l'axe 1 expliquée par les différents facteurs**

Caractéristiques	Contribution à la création du 1 <sup>er</sup> axe (%)
Attributs et pratiques culturels de l'enfant et de sa famille	21,3
Attributs scolaires de la famille	18,4
Implication/ambition des parents	17,3
Réussite scolaire de l'enfant	11,4
Caractéristiques sociales des parents	11,0
Statut d'immigration de la famille	10,1
Conditions de vie matérielles et financières	5,5
Structure familiale	5,0

Source : Panel G<sup>2</sup> 2007, MEN-DEPP

au questionnaire élève est faible, issus de familles monoparentales ou de familles nombreuses de plus de cinq enfants, dont les parents, étrangers, n'ont jamais été scolarisés et envisagent que leur enfant entre dans la vie active à 16 ans ou commence un apprentissage, et dont le taux d'équipement culturel est faible.

Ce premier axe se caractérise bien par une plus ou moins grande synergie sociale avec le système éducatif (plus ou moins grande influence du capital socioscolaire des parents en particulier de la mère, et plus ou moins grande réussite scolaire de l'enfant). Le *graphique 1* présente le plan généré par les deux premiers axes ; la PCS de référence du ménage

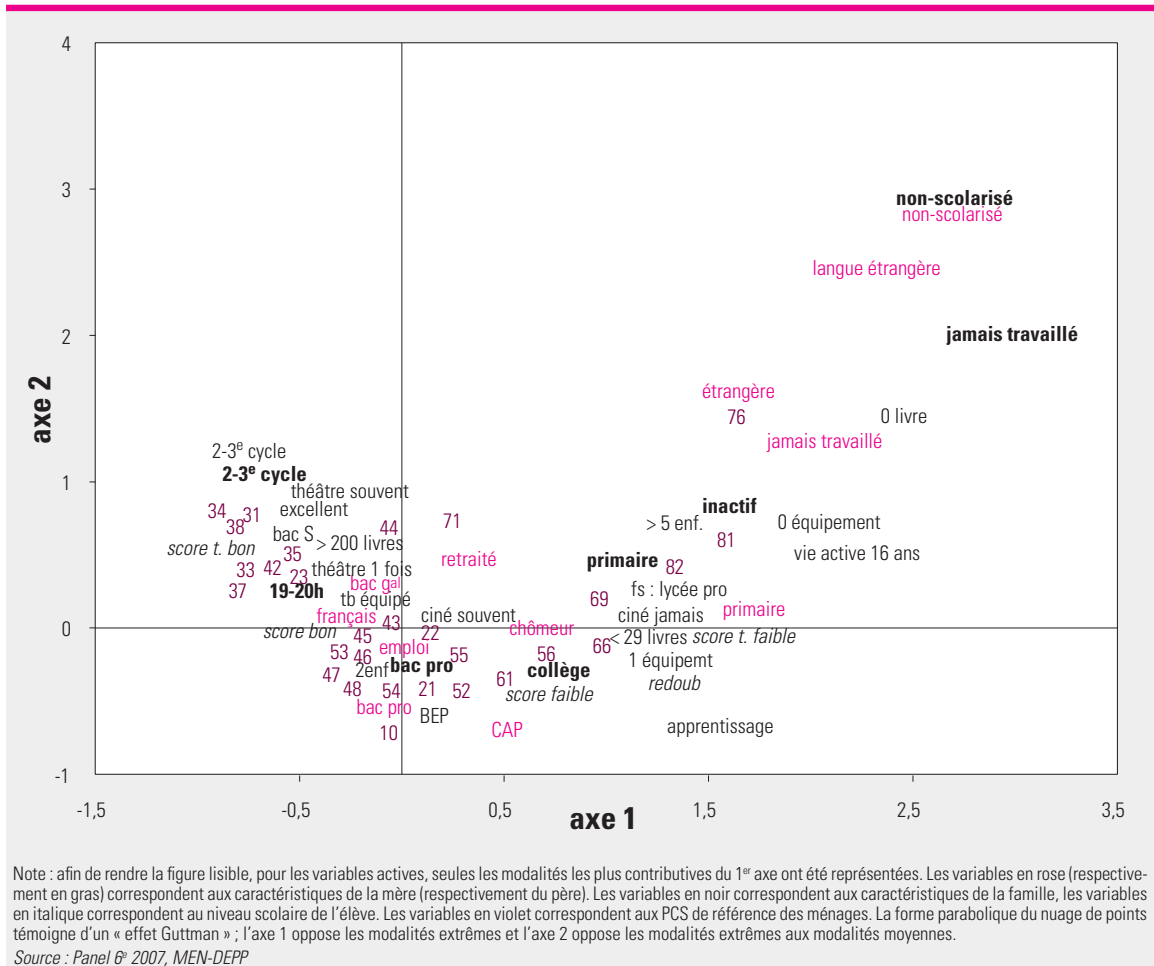
est reporté en variable illustrative.

Le deuxième axe (2,75 % de l'inertie totale) oppose des individus très favorisés scolairement et socialement, c'est-à-dire maîtrisant plusieurs langues et dont les parents sont tous les deux diplômés du supérieur, à des élèves à capital socio-économique et socioscolaire faible ou moyen, c'est-à-dire dont les parents ont un niveau d'étude de type BEP ou CAP et destinent leur enfant à l'apprentissage, dont les conditions matérielles sont moyennes voire modestes, et dont les performances scolaires sont moyennes voire faibles.

Les coordonnées des PCS projetées sur le premier axe constituent des valeurs potentielles de l'indice

socioscolaire de chaque PCS, dans la mesure où ce premier axe explique la part d'inertie totale la plus importante et puisqu'il propose un classement total, à la fois dispersé et étendu des PCS suivant leurs dotations différentielles en capital socio-économique et scolaire. En termes d'analyse des données, la répartition étalée des PCS sur l'axe principal assure la bonne « représentation » de cette variable. Le premier profil est illustré par les PCS des professeurs et professions scientifiques et des ingénieurs et cadres techniques d'entreprises. Le profil opposé est caractéristique des PCS anciens ouvriers et employés, des chômeurs, et dans une moindre mesure des ouvriers non qualifiés.

**Graphique 1 – Analyse des correspondances multiples (deux premiers facteurs)**



Note : afin de rendre la figure lisible, pour les variables actives, seules les modalités les plus contributives du 1<sup>er</sup> axe ont été représentées. Les variables en rose (respectivement en gras) correspondent aux caractéristiques de la mère (respectivement du père). Les variables en noir correspondent aux caractéristiques de la famille, les variables en italique correspondent au niveau scolaire de l'élève. Les variables en violet correspondent aux PCS de référence des ménages. La forme parabolique du nuage de points témoigne d'un « effet Guttman » ; l'axe 1 oppose les modalités extrêmes et l'axe 2 oppose les modalités extrêmes aux modalités moyennes.

Source : Panel G<sup>e</sup> 2007, MEN-DEPP

## Résultats

Le *tableau 2* reporte les valeurs des indices construits pour chacune des professions et catégories socio-professionnelles de référence<sup>6</sup>, du père et de la mère. Globalement, les valeurs de l'indice sont relativement proches. Dans tous les cas, les valeurs les plus élevées sont observées pour les catégories « professeurs et professions scientifiques » (PCS 34), « professions libérales et assimilés, » (PCS 31) et « ingénieurs et cadres techniques d'entreprise » (PCS 38), ce qui signifie qu'elles possèdent les profils socioscolaires les plus élevés ; la valeur la plus basse des indices correspond à la catégorie

« chômeurs n'ayant jamais travaillé » (PCS 81).

La catégorie « professeurs des écoles, instituteurs et professions assimilées » (PCS 42) dont le classement dans le groupe socioprofessionnel « professions intermédiaires » était problématique, occupe respectivement le quatrième et le septième rang sur les échelles des indices concernant la mère et le père. Cependant, il n'y a pas d'équivalent entre le fait d'avoir un père retraité, ancien ouvrier ou employé et une mère retraitée, ancienne ouvrière ou employée. La PCS « anciens employés et ouvriers » (PCS 76) est associée à une (très) faible synergie avec le système scolaire s'il s'agit de la profession du père,

et d'une synergie moyenne lorsqu'il s'agit de la profession de la mère. Les professions de techniciens, professeurs et instituteurs, ingénieurs et le statut de retraité favorisent davantage la réussite scolaire de l'élève si elles sont exercées par sa mère ; à l'inverse, la profession de chef d'entreprise confère une plus grande synergie sociale avec le système éducatif si elle est exercée par le père. Mis à part quelques exceptions, les classements et les distances entre

### NOTE

6. La PCS de référence du ménage correspond à la PCS du père quand cette dernière est renseignée, sinon elle correspond à la PCS de la mère.

**Tableau 2 – Valeurs des indices par PCS de référence du ménage**

code	Professions et catégories sociales	référence	mère	père
10	Agriculteurs exploitants	0,25	0,17	0,24
21	Artisans	0,02	0,04	-0,1
22	Commerçants et assimilés	0,09	0,15	0,2
23	Chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus	0,66	0,3	0,5
31	Professions libérales et assimilés	0,89	1,0	1,02
33	Cadres de la Fonction publique	0,79	0,9	0,82
34	Professeurs, professions scientifiques	0,96	1,08	1,02
35	Professions de l'information, des arts et des spectacles	0,74	0,89	0,74
37	Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,81	0,86	0,85
38	Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,94	0,95	0,86
42	Professeurs des écoles, instituteurs et assimilés	0,79	0,9	0,67
43	Professions intermédiaires de la santé et du travail social	0,26	0,61	0,56
44	Clergé, religieux	0,22	0,76	-0,01
45	Professions intermédiaires administratives de la Fonction publique	0,32	0,49	0,51
46	Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises	0,43	0,52	0,46
47	Techniciens	0,39	0,51	0,34
48	Contremaîtres, agents de maîtrise	0,28	0,09	0,17
52	Employés civils et agents de service de la Fonction publique	-0,09	-0,1	-0,1
53	Policiers et militaires	0,37	0,15	0,05
54	Employés administratifs d'entreprise	0,21	0,2	0,21
55	Employés de commerce	-0,13	-0,13	-0,07
56	Personnels des services directs aux particuliers	-0,55	-0,45	-0,66
61	Ouvriers qualifiés	-0,35	-0,42	-0,4
66	Ouvriers non qualifiés	-0,83	-0,74	-0,7
69	Ouvriers agricoles	-0,87	-0,61	-0,87
71	Anciens prof. intermédiaires et supérieures	-0,09	0,33	-0,17
76	Anciens employés et ouvriers	-1,48	-0,09	-1,25
81	Chômeurs n'ayant jamais travaillé	-1,43	-1,59	-1,69
82	Inactifs divers (autres que retraités)	-1,18	-0,96	-1,14

Lecture : la catégorie « professions libérales » (PCS 31) a un indice moyen de 0,89 correspondant à la coordonnée de la PCS sur l'axe principal.

Source : Panel  $\theta$  2007, MEN-DEPP

les catégories socioprofessionnelles ne varient que très légèrement d'un genre à l'autre.

## Validation de l'indice

Afin de rendre plus intelligible la suite de cet article, nous nous limiterons au cas de l'indice associé à la profession de référence du ménage. La forte corrélation et la similitude de la construction des indices rendent presque indifférent le choix entre l'un ou l'autre des indices. Nous avons souhaité tester l'utilité et la pertinence de l'indice : permet-il de mesurer ce que l'on souhaite qu'il mesure ? Rappelons que l'indice répond à deux objectifs : au niveau individuel, être substituable à la profession et catégorie socioprofessionnelle pour rendre compte de la réussite scolaire des individus ; au niveau agrégé, permettre de mieux caractériser des groupes d'élèves (classes et écoles) et de mieux décrire les performances des établissements.

## Comparaison avec des indices de référence

Tout d'abord, nous avons confronté l'échelle construite à deux échelles de professions existantes (*tableau 3*). La première est l'échelle de référence actuelle pour les travaux de comparaisons internationales (par exemple PISA) : il s'agit du « Socio-Economic Index » (SEI). Mise au point par Ganzeboom et *al.* [1992], cette échelle est basée sur la nomenclature internationale ISCO (International Standard Classification of Occupations). La seconde échelle, construite par Chambaz et *al.* [1998], ventile les PCS de la nomenclature française à deux chiffres suivant l'évaluation sociale de leur statut (échelle de prestige).

Les indices des échelles de référence actuelles sont très corrélés entre eux et à l'indice de position socioscolaire construit à partir des données de panel. Les coefficients de corrélation de Pearson et des rangs de Spearman

sont tous très élevés (supérieurs à 0,80). L'indice socio-économique étant la moyenne pondérée du niveau d'éducation moyen et du revenu moyen des groupes socioprofessionnels, on pouvait imaginer que ses valeurs seraient proches de l'indice que nous avons construit. En effet, on constate que les classements des PCS et les distances qui les séparent les unes des autres sur les deux échelles sont similaires. Quant aux scores de prestige social, ils nivellent la nomenclature des PCS de façon comparable à l'indice de synergie sociale.

Cependant, il faut relever quelques nuances importantes. Par exemple, l'indice de synergie socioscolaire accorde moins d'importance à la catégorie « chefs d'entreprise » que l'indice SEI (0,66 contre 1,09) mais plus à la catégorie « cadres de la Fonction publique, professions intellectuelles et artistiques » (0,87 contre 0,73 ; 0,96 contre 0,82 pour les seuls « professeurs, professions scientifiques »).

**Tableau 3 – Trois échelles des professions et catégories socioprofessionnelles**

code	Professions et catégories sociales	Indice de synergie socioscolaire	Socio-Economic Index (SEI)	Score de statut social
10	Agriculteurs exploitants	0,25	-0,54	-0,29
21	Artisans	0,02	-0,28	-0,03
22	Commerçants et assimilés	0,09	0,29	0,07
23	Chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus	0,66	1,09	0,54
31	Professions libérales et assimilés	0,89	0,69	1,03
32	Cadres de la Fonction publique, professions intellectuelles et artistiques	0,87	0,73	0,57
36	Cadres d'entreprise	0,86	0,73	0,72
41	Professions intermédiaires de l'enseignement, de la santé, de la Fonction publique et assimilés	0,35	0,37	0,41
46	Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises	0,43	0,35	0,0
47	Techniciens	0,35	0,2	0,31
51	Employés de la Fonction publique	0,02	-0,03	-0,34
54	Employés administratifs d'entreprise	0,21	0,03	-0,07
55	Employés de commerce	-0,13	-0,01	-0,68
56	Personnels des services directs aux particuliers	-0,55	-0,33	-0,68
61	Ouvriers qualifiés	-0,35	-0,32	-0,32
66	Ouvriers non qualifiés	-0,83	-0,63	-0,8

Note : afin de rendre les stratifications comparables, seuls 15 postes ont été retenus, ceux de l'échelle de Chambaz et *al.* [1998]. Pour l'échelle SEI, on a fait correspondre les « occupations » de la nomenclature ISCO aux PCS françaises. Puis, la moyenne des SEI par PCS a été calculée. L'indice de synergie socioscolaire construit à partir des données de panel a été reproduit ; pour les catégories regroupées, la moyenne pondérée des indices a été calculée.

Source : Panel G<sup>e</sup> 2007, MEN-DEPP



Si la proximité globale des indices leur confère une certaine validité, ces distinctions font sens dans la perspective de construction d'un indice de synergie socioscolaire.

### **Validation au niveau établissement**

Nous avons cherché à confirmer le pouvoir explicatif de l'indice sur d'autres données collectées par la DEPP, d'une part au niveau élève et d'autre part au niveau établissement. Pour cela, nous avons utilisé les résultats 2008 des évaluations-bilans de mathématiques de la DEPP (dispositif CEDRE) en CM2 et tenté d'expliquer les différences de réussite (performance à l'évaluation et orientation envisagée pour l'élève) entre les écoles et les élèves par des différences entre leurs indices socioscolaires.

L'indice permet-il de mieux décrire les performances des écoles que les approches actuelles et en particulier la typologie des établissements utilisée actuellement par la DEPP pour l'étude de leurs performances ? Pour le savoir, nous avons régressé le score moyen par établissement sur les variables décrivant le profil social du public de l'établissement (*tableau 4*). Dans cette typologie, les élèves sont regroupés selon les quatre grandes

catégories socioprofessionnelles utilisées habituellement par la DEPP.

Force est de constater que le choix de l'indice s'impose devant le choix de l'indicateur de proportion d'enfants d'origine sociale très favorisée. La part de variabilité du score expliquée par la proportion d'enfants « favorisés A » (25 %) est inférieure à celle dépendante de l'indice socioscolaire moyen de l'école qui explique lui-même et dans ses effets transitant *via* d'autres variables, 37,1 % des variations du score. Cette mesure constitue une estimation optimiste de l'impact brut de l'indice sur le score de l'établissement. Puis c'est la proportion d'enfants d'origine défavorisée dans l'établissement qui explique le mieux les différences de scores (avec un  $R^2$  de 27,5 %). En conclusion, pour expliquer les différences de performance entre les écoles, l'indice socioscolaire moyen de l'école est davantage pertinent que la proportion d'un groupe social particulier dans l'école.

Néanmoins, la valeur moyenne de l'indice n'est pas la seule information dont on dispose pour décrire la composition sociale d'un établissement. On connaît également l'écart-type et l'étendue de l'indice (qui nous informent sur la dispersion et l'hétérogénéité des profils dans l'école), le degré de voussure ou Kurtose (indicateur de

la répartition des profils) et le nombre d'observations (qui correspond au poids de l'école dans l'échantillon). On peut également calculer les valeurs des quartiles de l'indice au sein de chaque ensemble d'élèves.

Nous avons tenté de comparer la pertinence globale des deux méthodes : quelle part nette d'informations apporte la connaissance de la distribution de l'indice en regard de la typologie des établissements utilisée actuellement ?

Nous avons considéré trois modèles successifs dont les estimations sont reportées dans le *tableau 5* : dans la régression 1, seules les proportions d'enfants d'origine défavorisée et très favorisée sont conservées comme variables explicatives. Dans la régression 2, ne figurent que les variables décrivant la distribution de l'indice de profil socioscolaire. Le troisième modèle est un surmodèle qui contient l'ensemble des variables dépendantes des régressions 1 et 2.

L'estimation de la première régression montre que la proportion d'élèves d'origine défavorisée joue négativement sur le score moyen de l'école et qu'à l'inverse, la proportion d'élèves d'origine favorisée profite au niveau moyen de l'école en mathématiques. Il ressort des estimations que la valeur moyenne de l'indice socioscolaire capte l'essentiel de l'information contenue par l'ensemble des variables. Les  $R^2$  de chacune des régressions sont équivalents et l'estimation du surmodèle révèle que seuls l'indice moyen de l'école et son écart-type sont significatifs. Conformément à l'intuition, plus l'indice socioscolaire moyen de l'établissement est élevé, plus les scores en mathématiques le sont aussi. Dans le surmodèle, l'indice moyen de l'école est significatif alors

**Tableau 4 – Estimation du modèle à une seule variable dépendante**

Variable	Pourcentage de variance expliquée ( $R^2$ )
Indice socioscolaire moyen	37,1
Proportion « défavorisés »	27,5
Proportion « favorisés A »	25,0
Proportion « favorisés B »	16,1
Écart-type de l'indice	4,8
Proportion « moyens »	0,6
Étendue de l'indice	0,3
Kurtose de l'indice	< 0,01

Source : évaluation CEDRE – Mathématiques CM2

Source : Panel 6° 2007, MEN-DEPP

que la proportion d'enfants défavorisés, significative au seuil de 0,01 % dans la régression 1, cesse de l'être. Tout se passe comme si, dans le sur modèle, l'indice captait une grande partie des effets de l'origine sociale des enfants et qu'à indice socioscolaire moyen donné de la classe, une plus ou moins grande proportion d'enfants d'origine défavorisée n'avait pas d'impact notable sur le score. Le paramètre associé à l'écart-type de l'indice dans l'établissement est de signe négatif, ce qui suggère qu'à niveau social moyen donné, l'homogénéité des profils des élèves a une influence bénéfique sur les résultats de l'établissement.

Ces résultats confortent l'idée qu'il existe bel et bien un effet éta-

blissement<sup>7</sup> ; ils incitent à recourir à des modélisations multiniveaux pour tenir compte des caractéristiques à la fois de l'élève et de son établissement pour expliquer ses performances.

## UTILISATION DE L'INDICE : UN EXEMPLE D'APPLICATION

L'indice de position socioscolaire s'avère utile pour répondre à des questions de politiques éducatives, par exemple de mixité sociale. Cet indice offre en effet des possibilités nouvelles pour décrire qualitativement la composition sociale et scolaire d'une classe ou d'un établissement.

La problématique de la mixité sociale recouvre de nombreuses questions. Deux d'entre elles ont particulièrement retenu notre attention. La première concerne le degré de mixité sociale efficace, souhaitable. Cette question est complexe étant donné la multitude des facteurs en jeu et la diversité des situations d'établissements. De plus, la définition de la mixité sociale est peu consensuelle. La seconde question interroge l'effet de la composition sociale d'une classe ou d'une école sur la réussite scolaire des

enfants. On retrouve ici le problème de la mesure des effets écoles, établissements, et de contexte sur la réussite des élèves. À travers ces interrogations, nous montrons comment l'utilisation de l'indice peut apporter des éléments de réponse originaux.

Une étude statistique rigoureuse de la réussite scolaire des élèves ne peut pas se passer de la prise en compte de facteurs affectant l'établissement. Ici apparaît un des avantages nets de l'exploitation de l'indice : la mise en œuvre de modèles statistiques plus complexes et notamment la mobilisation pratique des modèles multiniveaux. Désormais, on considère que la réussite scolaire de l'élève dépend de deux niveaux : le niveau élève et le niveau école. Comme on s'intéresse aux effets de la composition sociale d'un établissement sur les résultats des élèves, on choisit un modèle hiérarchique qui intègre les statistiques décrivant la distribution du profil socioscolaire des élèves dans les écoles. L'*encadré* reporte les principaux éléments de ces modélisations appliquées aux données de l'évaluation CEDRE de mathématiques des élèves de CM2. Il apparaît une relation entre l'indice de l'élève, au sein de son école, et son score en mathématiques.

### NOTE

7. L'effet-établissement peut résulter d'autres facteurs dans des proportions plus ou moins grandes : l'emprise du chef d'établissement, les attentes à l'encontre des élèves, la polarisation sur les acquis de base, un climat de sécurité et d'ordre, des évaluations fréquentes des progrès des élèves, la cohésion au sein de l'équipe éducative, la qualité des *curricula* (ou les chances d'apprendre qui sont données aux élèves), l'implication des parents, une gestion stricte du temps scolaire pour maximiser le temps de travail des élèves, etc.

**Tableau 5 – Estimation de trois modèles de régression du score moyen de l'établissement**

Variables	Régression 1	Régression 2	Régression 3 (sur modèle)
Constante	235,5**	256,7**	257,1**
Proportion « défavorisés »	-15,8**		non significatif
Proportion « favorisés A »	30,5**		non significatif
Proportion « favorisés B »	63,8**		non significatif
Indice moyen		34,9**	33,6*
Étendue de l'indice		non significatif	non significatif
Kurtose de l'indice		-0,8	non significatif
Écart-type de l'indice		-16,2	-19,6
R <sup>2</sup>	0,3943	0,3825	0,3833

\*\* désigne une variable significative au seuil de 0,01 % ; \* désigne une variable significative au seuil de 1 % ;

L'absence d'étoiles désigne une variable significative au seuil de 5 %.

Source : évaluation CEDRE – Mathématiques CM2

## Modélisation multinationaux

Tableau 6 – Estimation du modèle multinationaux

Variables – aide à l'interprétation		modèle 0	modèle 1	modèle 2	modèle 3	modèle 4
<b>Effets fixes</b>						
$Y_{00}$	constante	249,6***	249,4***	239,4***	252,4***	251,8***
$Y_{10}$	indice élève		22,6***	22,1***	22,2***	22,1***
$Y_{01}$	Kurtose				-2,7***	ns
$Y_{02}$	écart-type				-89,1**	ns
$Y_{03}$	étendue				ns	ns
$Y_{04}$	maximum				50,5**	ns
$Y_{05}$	indice école			32,8***		34,2***
<b>Effets aléatoires</b>						
$\rho_{00}$	Variance du résidu $u_{0i}$ (constantes au niveau école)	314,6***	319,8***	223,8***	263,3***	224,3***
$\rho_{10} = \rho_{01}$	Covariance entre les constantes $u_{0i}$ et les pentes $u_{1i}$		ns	ns	ns	ns
$\rho_{11}$	Variation du résidu $u_{1i}$ (coefficients au niveau école)		81,5*	78,3*	78,7*	78,3*
$\sigma^2$	Variance intra-école non expliquée par les variables du modèle	2012,5***	1895,8***	1898,4***	1897,4***	1898,0***

\*\*\* désigne une variable significative au seuil de 0,1 % ; \*\* désigne une variable significative au seuil de 1 % ; \* désigne une variable significative au seuil de 5 %.

Lecture : le modèle 0 est le modèle « vide », il indique que le score moyen en mathématiques s'élève à 249,6 et que la variance interécoles est de 314,6. Le modèle 1 ajoute au modèle 0 l'indice de position sociale des élèves : pour une augmentation d'unité de l'indice, le score estimé augmente de 22,6 points. Ce modèle montre également que la relation entre le score et l'indice est variable selon les écoles ( $\rho_{11}$  significatif), mais cette relation ne dépend pas du niveau de performance de l'école ( $\rho_{10}$  non significatif).

Source : Evaluation CEDRE – Mathématiques CM2

Afin d'élucider petit à petit les facteurs pertinents, nous avons conduit des régressions successives du score de réussite sur les caractéristiques de l'indice. Les résultats de cinq estimations sont reportés dans le *tableau 6*. Notons tout d'abord que, quel que soit le modèle considéré, la variance des constantes entre les écoles ( $\rho_{00}$ ) est élevée : en d'autres termes, les scores moyens des écoles varient de manière significative, même lorsque l'on contrôle le profil socioscolaire des élèves. De plus, la relation entre l'indice socioscolaire de l'élève et son score est également susceptible de varier d'une école à l'autre ( $\rho_{11}$  significatif au seuil de 5 %) ; cette liaison varie de manière indépendante du score de l'école ( $\rho_{10}$  non significatif). On peut ensuite se demander quelle est la part de la réussite d'un élève attribuable à la composition sociale de son école et chercher à mesurer par là un pan de l'« effet-école »<sup>7</sup>.

Pour cela, on a cherché à comparer le pouvoir explicatif d'un modèle simple (le modèle 1, avec un seul effet fixe au niveau élève) et le pouvoir explicatif du surmodèle contenant un effet fixe au niveau école (modèle 2).

On compare les variances  $\rho_{00}^{(1)}$  et  $\rho_{00}^{(2)}$  associées au résidu  $u_{0i}$ , c'est-à-dire la variance de ce qui n'est pas expliqué par les facteurs du modèle au niveau école. La variance entre les constantes de chaque école,  $\rho_{00}$ , a « virtuellement diminué », passant de 319,8 à 223,8 lorsqu'on ajoute l'indice moyen de l'école ; ce qui suggère que les effets fixes du modèle 2 ont capté une partie de la variance des scores entre les écoles que l'on n'expliquait pas avec le modèle 1. On calcule alors la part du score des écoles imputable à leur composition sociale et scolaire :  $V_{\text{profil école/score école}} = (\rho_{00}^{(2)} - \rho_{00}^{(1)}) / \rho_{00}^{(2)} = 0,30$ .

En d'autres termes, 30 % de la variation entre les scores moyens des écoles est imputable à la variation des profils socioscolaires des écoles. Ceci suggère l'existence probable d'autres facteurs au plan de l'école susceptibles d'expliquer les variations entre les performances moyennes des écoles.

Concernant les effets fixes, quel que soit le modèle, le coefficient associé au profil socioscolaire d'un élève et son score ( $\gamma_{10}$ ) est très significatif et vaut environ 22 points. Il existe donc une relation statistiquement significative entre l'indice de l'élève, au sein de son école, et son score en mathématiques. Lorsque l'écart entre les indices socioscolaires de deux enfants est égal à l'unité (par exemple entre un enfant de professeur et un enfant d'employé de la Fonction publique), l'écart moyen entre leur score en mathématiques à l'évaluation bilan de CM2 vaut environ 22 points (au titre de repère, la moyenne des scores totaux a été fixée à 250 points et l'écart-type à 50). De même, lorsque l'écart entre les indices socioscolaires moyens de deux établissements vaut un, la différence moyenne entre le score moyen de leurs élèves vaut près de 32,8 points ( $\gamma_{05}$ ).

L'estimation du modèle 3 permet d'étudier les effets de l'hétérogénéité des profils socioscolaires d'une école sur les performances en mathématiques des élèves. Dans ce modèle, seules les variables décrivant l'hétérogénéité des établissements sont conservées : la dispersion des indices (à travers l'écart-type et l'étendue) et le degré de voussure de la distribution des indices. À ces variables, nous avons souhaité ajouter la valeur maximale de l'indice socioscolaire dans l'école car nous nous sommes aperçus que cette variable était plus pertinente que la valeur d'étendue ou que la valeur minimale de l'indice au sein de l'école. Finalement, cette valeur maximale joue comme le rôle d'une indicatrice de la présence dans l'école d'un élève doté du profil socioscolaire le plus favorisé (c'est-à-dire d'un enfant de professeur, par exemple). Le coefficient associé à l'écart-type de l'indice vaut - 89,1, ce qui signifie qu'une distribution hétérogène des profils scolaires joue négativement sur le score de l'école. Une composition socioscolaire homogène dans un établissement serait associée à de bonnes chances de réussite pour chaque élève, quel que soit son profil socioscolaire. Le degré de voussure a également un coefficient négatif, ce qui renforce le caractère négatif associé à l'hétérogénéité des distributions. Le coefficient relatif à la valeur maximale du score est positif : une école sera d'autant plus performante qu'elle comporte au moins un enfant d'enseignant, alors que la présence d'au moins un enfant d'ouvrier n'aura pas d'influence significative sur le niveau de l'école en mathématiques. Cependant, lorsqu'on ajoute à ces indicateurs l'indice moyen par établissement, ils deviennent tous non significatifs (modèle 4).

Les caractéristiques de la distribution de l'indice au sein de l'école, telles que sa dispersion ou son niveau maximum, expliquent les variations observées de manière significative. Cependant, lorsque l'indice moyen est ajouté, ces effets disparaissent. Ainsi, l'apparent caractère négatif du degré d'hétérogénéité socioscolaire

de l'école est artefactuel ; il disparaît dès lors que le niveau moyen de l'indice est pris en compte.

En conclusion, il ressort que les scores moyens des écoles varient de manière significative, même lorsque l'on contrôle le profil socioscolaire des élèves. De plus, la relation entre l'indice socioscolaire de l'élève et son

score est également susceptible de varier d'une école à l'autre. Cependant, cette liaison ne dépend pas du score moyen de l'école. Enfin, si l'on fixe le niveau individuel de l'indice, seul le niveau socioscolaire moyen de l'école a un effet sur le score obtenu ; d'autres caractéristiques de l'indice, comme son hétérogénéité, n'en ont pas. ■

## BIBLIOGRAPHIE

**Chambaz, C., Maurin, E. & Torelli, C.** (1998), L'évaluation sociale des professions en France : Construction et analyse d'une échelle des professions, *Revue française de sociologie*, XXXIX-1, 177-226.

**Convert, B.** (2003), Des hiérarchies maintenues, espace des disciplines, morphologie de l'offre scolaire et choix d'orientation en France, 1987-2001, *Actes de la recherche en sciences sociales*, n° 149, septembre, pp. 61-73.

**Davezies, L.** (2005), Influence des caractéristiques du groupe des pairs sur la scolarité élémentaire, revue *Éducation & formations* n° 72, septembre, p. 171-199.

**Desrosières, A. & Thévenot, L.** (2002), *Les catégories socioprofessionnelles*, Repères, La Découverte.

**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 la réussite et les attitudes des élèves : évaluation externe et explorations qualitatives, Rapport pour le Commissariat général au plan, *Cahier de l'IREDU*, 65.

**Faucheux, H. & Neyret, G.** (1999), *Évaluation de la pertinence des catégories socioprofessionnelles*, Rapport de l'Inspection générale, INSEE.

**Ganzeboom, H.B.G., De Graaf, P.M. & Treiman, D.J.** (1992), A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status, *Social Science Research*, 21, 1-56.

**Lahire, B.** (1998), La réussite scolaire en milieux populaires ou les conditions sociales d'une schizophrénie heureuse, *Ville – Ecole – Intégration*, n° 114.

**Singer, J.** (1998), Using SAS PROC MIXED to Fit Multilevel Models, Hierarchical Models, and Individual Growth Models, *Journal of Educational and Behaviour Statistics*, Winter, Vol. 24, n° 4, pp. 323-355.

### Détail des contributions des variables à la formation du premier axe de l'ACM

Caractéristiques		Variable	Contribution Axe 1
<b>Attributs scolaires de la famille</b>	18,4	diplôme de la mère	9,5
		diplôme du père	7,1
		niveau d'études des frères et sœurs	1,8
<b>Implication/ambition des parents</b>	17,3	l'enfant reçoit une aide à la maison	1,4
		diplôme jugé utile par les parents	4,8
		niveau scolaire estimé par les parents	4,5
		orientation envisagée par les parents	5,1
		parler de l'école à la maison	1,5
<b>Réussite scolaire de l'enfant</b>	11,4	retard scolaire	4,3
		score cognitif	7,1
<b>Caractéristiques sociales des parents</b>	11,0	heure de retour du travail du père	4,0
		situation vis-à-vis de l'emploi de la mère	3,7
		situation vis-à-vis de l'emploi du père	3,3
<b>Attributs et pratiques culturels de l'enfant et de sa famille</b>	21,3	fréquence activités extrascolaires	3,1
		pratiques culturelles (cinéma)	4,3
		pratiques culturelles (musique)	2,5
		pratiques culturelles (théâtre)	1,5
		nombre de livres à la maison	7,9
		pratiques sportives	1,1
		fréquence télévision	0,9
<b>Statut d'immigration de la famille</b>	10,1	langue parlée à la maison	3,6
		nationalité de la mère	3,4
		nationalité du père	3,1
<b>Conditions de vie matérielles et financières</b>	5,5	indice (somme des indicatrices : l'enfant a une chambre pour lui seul, il y a un ordinateur à la maison, ordi perso, internet)	5,5
<b>Structure familiale</b>	5,0	nombre d'enfants	3,4
		qui vit avec l'enfant	1,6