

# Le retard scolaire en fonction du milieu parental : l'influence des compétences des parents

Fabrice Murat\*

---

La sociologie de l'éducation met souvent en avant les inégalités de réussite scolaire en fonction de la profession du père. Cependant, d'autres facteurs, comme le revenu du ménage ou les diplômes des parents, ont aussi leur importance. Ces diplômes sont généralement interprétés comme la dimension « culturelle » du capital parental. Or cette dimension peut être appréhendée de bien d'autres façons : pratiques culturelles, connaissance du système scolaire, compétences... Sur ce dernier aspect, le présent article apporte pour la première fois un éclairage statistique grâce à l'exploitation de l'enquête *Information et Vie Quotidienne (IVQ)*. Les parents les moins compétents en lecture et en calcul ont des enfants qui redoublent plus souvent que les autres. Cette corrélation persiste même quand on contrôle les autres caractéristiques disponibles : diplômes, revenu, profession... Elle prend une forme différente selon le sexe du parent considéré. Il vaut mieux avoir un père bon en mathématiques et une mère bonne en français que l'inverse. Cela indique peut-être un partage de l'aide scolaire : les pères suivant les devoirs de mathématiques et les mères ceux de français. Cependant, les compétences ne sont pas les seules caractéristiques liées au retard scolaire. Des écarts importants apparaissent aussi selon les diplômes des parents, le revenu du ménage et ses pratiques culturelles.

---

\* Au moment de la rédaction de cet article, Fabrice Murat travaillait à la division Emploi de l'Insee.

En France, pendant longtemps, la sociologie de l'éducation a surtout cherché à étudier et à expliquer le poids des déterminismes sociaux, en comparant la scolarité des enfants avec leur milieu social (problématique des inégalités sociales à l'école) ou la profession du fils avec celle de son père (problématique de la mobilité sociale). Au moment où le système scolaire commençait à se démocratiser, l'enquête nationale *sur l'entrée en sixième et la démocratisation de l'enseignement*, lancée par l'Ined en 1962, a montré à quel point les inégalités sociales à l'école étaient fortes (Ined, 1970). Même en contrôlant le niveau de réussite scolaire en primaire, le taux de passage en 6<sup>e</sup> variait très sensiblement selon la profession du père (1). Différents modèles sociologiques ont été proposés pour expliquer ces inégalités. Pour Bourdieu et Passeron (1964), l'école serait une institution reproductrice des rapports de dominance. En reprenant, de façon implicite, la langue et les valeurs des classes supérieures, l'école favoriserait la réussite des enfants issus de celles-ci et validerait leur maintien dans une position sociale supérieure. Pour Boudon (1973), les inégalités sociales résulteraient surtout de la diversité des anticipations des familles, celles-ci escomptant un gain plus ou moins important d'une scolarité prolongée. Les contraintes de revenu pesant sur les familles pour financer la scolarité seraient alors l'élément déterminant de la poursuite d'études.

À côté de la vision globale du milieu social synthétisée par la profession du père, la dimension dite « culturelle » des inégalités a aussi été mise en avant, généralement mesurée par les diplômes des parents. Les recherches de Berstein (1975) suggéraient des différences linguistiques entre classes sociales, pouvant expliquer les différences de réussite scolaire. Cependant, comme le rappelle Duru-Bellat (2002), les sociologues français sont assez réticents à retenir un modèle fondé exclusivement sur la notion de déficit culturel et à prendre en compte des inégalités spécifiquement cognitives. Selon Bourdieu et Passeron (1964), il s'agirait surtout d'un problème de distance à l'école, portant plus sur la nature du capital culturel que sur sa quantité. Les enfants de milieu populaire n'auraient pas moins de capital culturel, mais un capital culturel différent de celui qui est valorisé par l'école.

Ces dernières années, plusieurs travaux ont aussi étudié l'influence des conditions matérielles sur la scolarité des enfants. Goux et Maurin (2000) ont évalué l'impact du revenu sur la scolarité

des enfants. Le rapport du Cerc (2004) sur les enfants pauvres a consacré un chapitre aux inégalités scolaires selon le revenu, montrant que les enfants pauvres sont nettement plus en retard en sixième : ainsi, près de la moitié d'entre eux sont en retard en sixième alors que c'est le cas d'un quart des autres enfants et de seulement 12 % des enfants issus des 20 % des ménages les plus riches. Par ailleurs, le surpeuplement du logement semble aussi un facteur défavorable à la réussite scolaire (Goux et Maurin, 2003), autre façon peut-être de présenter la corrélation négative assez nette, constatée depuis longtemps, entre la taille de la famille et la réussite scolaire (Merllié et Monso, 2007).

Sans négliger les composantes sociales et matérielles des inégalités de réussite à l'école, cet article va surtout étudier l'influence du « capital culturel » des parents. Dans les études sur la démocratisation de l'enseignement (Goux, Maurin 1997 et Thélot, Vallet 2000), la prise en compte du capital culturel se fait le plus souvent en tenant compte de la scolarité des parents. Les écarts selon les diplômes des parents (en particulier celui de la mère) tendent à être plus importants que les écarts selon la profession du père, ce qui met en avant l'importance du « capital culturel ». Cependant, celui-ci peut être appréhendé d'autres façons :

- les parents ont des savoirs scolaires (et non scolaires) inégaux et peuvent ainsi plus ou moins facilement suivre et aider leurs enfants durant leur scolarité ;
- ce capital culturel peut aussi prendre la forme de différences matérielles. La présence de livres ou d'un ordinateur par exemple peut favoriser l'acquisition de savoirs et de compétences ;
- certaines pratiques culturelles, comme les visites au musée ou les sorties au cinéma, peuvent aussi indiquer la transmission de valeurs plus ou moins proches de l'école. Le style éducatif des familles a probablement aussi une influence ;
- enfin, il existe une dimension « stratégique » du capital culturel. La familiarité avec un système scolaire assez complexe permet de mieux guider l'enfant lors du choix d'un établissement, d'une option, d'une orientation.

Cet article s'intéresse essentiellement à la première composante, c'est-à-dire l'influence des

1. À l'époque, environ la moitié des élèves seulement entraient en 6<sup>e</sup>.

compétences parentales. Les enfants dont les parents sont les plus compétents à l'écrit ou en calcul ont-ils une meilleure scolarité que

les autres ? L'enquête *IVQ (Information et Vie Quotidienne*, cf. encadré 1) permet de répondre à cette question, en confrontant le par-

#### Encadré 1

### L'ENQUÊTE IVQ ET LA CONSTRUCTION DES DONNÉES

L'enquête *IVQ (Information et Vie Quotidienne)* a été réalisée fin 2004 et début 2005 auprès de 10 284 ménages de France métropolitaine. Dans chacun de ces ménages, une personne de 18 à 65 ans a été tirée au sort pour passer des exercices d'évaluation à l'écrit, en compréhension orale et en calcul et répondre à un questionnaire biographique (Degorre et Murat, 2009, ce numéro). Pour les autres personnes présentes dans le logement, le tableau de composition du ménage donne un nombre limité d'informations : sexe, date de naissance, liens familiaux, niveau d'études.

Dans les ménages répondants, on compte 5 074 enfants de 7 à 18 ans (âge au moment de l'enquête) auxquels ont été posées des questions précises sur leur niveau scolaire actuel, permettant de déterminer s'ils sont ou non en retard scolaire. Cependant, ces enfants ne présentent pas tous un égal intérêt dans le cadre de cette étude :

- pour 87 enfants, le niveau scolaire n'est pas connu ;
- pour 650 enfants, aucun parent ou beau-parent n'a été interrogé (c'est une autre personne de 18-65 ans qui a été désignée. Dans 145 cas, c'est l'enfant lui-même, âgé de 18 ans, qui a répondu) ;
- pour 171 enfants, c'est un beau-parent qui a été interrogé (dans 43 cas une belle-mère et dans 128 cas, un beau-père). Ne sachant depuis combien de temps, l'enfant vit avec son beau-parent, nous avons préféré exclure ces enfants de l'analyse ;
- pour 147 enfants, le parent interrogé a déclaré avoir trop de difficulté en lecture ou en français pour passer les tests.

On dispose finalement de l'information sur un des parents pour 4 019 enfants. Il s'agit bien d'une population d'enfants et non de familles. En effet, il aurait été possible de prendre une optique « ménage », par exemple en étudiant ceux où l'un des enfants a pris une année de retard. Cela conduirait à compter une famille de quatre enfants une seule fois, alors que dans notre optique, chaque enfant de cette famille est pris en compte individuellement. L'approche retenue ici renvoie plus directement aux problématiques de sociologie de l'éducation : soit une population d'enfants, selon quels critères, individuels ou familiaux, leur réussite scolaire diffère-t-elle ? L'autre approche étudierait plutôt les conséquences de l'illettrisme des parents.

Dans 2 506 cas, c'est la mère qui a été interrogée et dans 1 513 c'est le père. Parmi les mères, la proportion de familles monoparentales est de 28 %. Sur l'ensemble des deux parents, elle est de 20 %.

Rappelons que l'échantillon d'*IVQ* comportait des surpondérations assez importantes, visant à augmenter les chances de tirage des personnes susceptibles d'être en situation d'illettrisme (le critère était principalement l'absence de diplôme de la personne de référence au recensement de 1999) ou habitant dans une ZUS (zone urbaine sensible). Sans pondération, l'échantillon surreprésente donc les milieux les moins favorisés. Ce phénomène est accentué par le fait que les personnes de ces milieux ont eu tendance à moins répondre à l'enquête. Une pondération doit donc être utilisée pour corriger ce fait. De façon simplifiée, elle se présente pour les répondants à l'enquête, sous la forme suivante :

$Pond_i = P1_i \times P2_i \times Nbc$  : où  $P1_i$  est le poids initial, l'inverse de la probabilité pour le ménage  $i$  de se trouver dans l'échantillon ;  $P2_i$  est la correction du phénomène de non-réponse, donc l'inverse de la probabilité de répondre, estimée par une régression logistique et  $Nbc$  est le nombre de personnes dans le champ de l'enquête dans le ménage considéré (comme on n'interrogeait qu'un individu par ménage, c'est donc l'inverse de la probabilité d'être désigné pour répondre au test).

Dans le cas de notre population, la pondération va dépendre du type d'analyse. Si l'on s'intéresse à la probabilité d'être dans le champ de notre étude, la pondération sera :

$Ponde_i = P1_i \times P2_i \times Nbc/Nbpar$  où  $P1_i$ ,  $P2_i$  et  $Nbc$  sont les mêmes que précédemment et  $Nbpar$  est le nombre de parents dans le champ de l'enquête (les quelques enfants de 18 ans ou moins vivant avec des parents tous deux âgés de plus de 65 ans sont donc mécaniquement exclus de notre étude). En effet,  $Nbpar/Nbc$  correspond à la probabilité qu'un des deux parents de l'enfant soit interrogé, ce qui le fait entrer dans notre analyse.

On obtient donc la relation  $Ponde_i = Pond_i / Nbpar$ .

La situation change si l'on fait une analyse isolée sur les mères. Dans ce cas, en négligeant les autres personnes que les parents dans le champ de l'enquête, la probabilité d'être retenue vaut 1 pour une mère en famille monoparentale et 0,5 pour une mère en couple (alors que dans la perspective précédente, même pour le couple, elle vaut 1 : on interroge forcément l'un des deux parents, mais dans un cas sur deux la mère). Plus précisément, en tenant compte des autres personnes dans le ménage, cette probabilité vaut alors :  $1/Nbc$  et donc  $Ponde_i = Pond_i$ .

La pondération modifie parfois assez sensiblement les répartitions sur des variables clés de notre étude. La part des enfants dont le parent interrogé n'a pas le bac passe de 70 % à 64 %. Celle des enfants dont



cours des enfants avec les caractéristiques des parents interrogés (2). Les informations sur les parents recouvrent la profession, le diplôme, les revenus, mais aussi, originalité de l'enquête, les compétences à l'écrit, à l'oral et en calcul. Le parcours scolaire des enfants est quant à lui connu de façon frustrée en comparant l'âge de chaque enfant et le niveau scolaire où il se trouve, ce qui indique s'il a redoublé ou non (ce que l'on appelle par la suite retard scolaire).

### Le retard scolaire comme indicateur de difficultés à l'école

On dispose d'assez peu d'informations sur les personnes du ménage, en dehors de celles concernant la personne spécifiquement inter-

rogée. Néanmoins, pour les individus de 7 à 18 ans, le niveau scolaire détaillé permet de déterminer le retard scolaire en fonction de l'année de naissance (cf. tableau 1).

Ainsi, 33,9 % des enfants ayant entre 7 et 18 ans ont pris du retard à l'école. Ce taux dépend bien sûr de l'âge (la probabilité d'avoir redoublé par

*2. Dans une perspective un peu différente, l'enquête IVQ permet aussi de confronter les compétences des personnes interrogées avec leur milieu d'origine (profession ou diplômes des parents). Le travail de Place et Vincent (2009, dans ce numéro) donne un exemple de ce type d'analyses, en comparant les déterminants des compétences et les déterminants du diplôme. Les compétences apparaissent moins nettement liées au milieu social que le diplôme. Ce résultat est cohérent avec les analyses, présentées plus loin dans cet article, montrant qu'à compétences données, les destins scolaires diffèrent selon le milieu social. Les inégalités sociales selon le diplôme cumulent donc des inégalités de compétences et des inégalités de stratégie scolaire.*

#### Encadré 1 (suite)

le parent interrogé a des difficultés à l'écrit passe de 23 % à 18 %. En revanche, la proportion de retards scolaires pour les enfants reste stable.

L'ensemble des résultats est présenté en tenant compte de la pondération (dont la moyenne a été fixée à 1). Ce choix, généralement peu discuté pour les statistiques descriptives, est plus souvent remis en cause lors de la construction de modèles économétriques, car ceux-ci cherchent à étudier des comportements supposés indépendants de l'échantillon obtenu. En fait, les divergences entre les résultats avec ou sans pondération peuvent avoir plusieurs formes :

- on peut constater des divergences dans les coefficients. Dans ce cas, il est préférable de retenir les résultats de l'analyse avec pondération, car celle-ci intègre la déformation de l'échantillon et doit se rapprocher des résultats que l'on obtiendrait sur la population de référence. Pour le calcul des moyennes simples (qui sont en fait une analyse de variance à un seul paramètre), l'usage des pondérations est systématique ;
- le problème est plus complexe quand on souhaite faire des tests de significativité, qui eux dépen-

dent beaucoup de la taille des groupes comparés. Imaginons qu'un groupe, déjà assez peu nombreux dans la population de référence, soit fortement sous-représenté, par exemple à cause d'un faible taux de réponse. Avec 10 000 répondants, il risque d'être représenté par un sous-échantillon de l'ordre d'une dizaine d'individus. La plupart des tests utilisés inciteront à une grande prudence dans le commentaire. Si après pondération, l'effectif passe à 50 ou 60, certains tests deviendront significatifs, même si les coefficients n'ont pas changé. On peut cependant s'interroger sur l'existence réelle de l'effet. De même, si un petit groupe comporte quelques individus ayant une très forte pondération, leur comportement, parfois particulier, risque d'influencer fortement les résultats et, dans ce cas, même les coefficients, avec pondération, devront être pris avec précaution.

C'est pourquoi les coefficients ici présentés sont ceux obtenus avec pondération, mais des analyses sans pondération ou en excluant les individus ayant les poids les plus importants ont aussi été menées et seront évoquées, en cas de fortes divergences.

Tableau 1  
Calcul du retard scolaire en 2004-2005 selon l'année de naissance

Année de naissance	Sont en retard, les élèves se trouvant à un niveau inférieur...
1997	au CE1
1996	au CE2
1995	au CM1
1994	au CM2
1993	à la 6 <sup>e</sup>
1992	à la 5 <sup>e</sup>
1991	à la 4 <sup>e</sup>
1990	à la 3 <sup>e</sup>
1989	à la 2 <sup>nd</sup> e (GT ou pro)
1988	à la 1 <sup>ère</sup> G ou T
1987	à la terminale G ou T ou à une première année de Bac pro
1986	à l'enseignement supérieur ou une deuxième année de Bac pro

Lecture : lors de l'année scolaire 2004-2005, les élèves nés en 1997 (âgés de 7 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2005) sont considérés comme en retard s'ils se trouvent à un niveau inférieur au CE1 (donc le CP ou une classe de maternelle).

le passé croît avec le temps). Inférieur à 30 % jusqu'à 12 ans, il dépasse 50 % pour les plus de 15 ans (cf. graphique).

Retenir le retard scolaire pour mesurer l'échec scolaire peut paraître un peu paradoxal, car il est souvent présenté comme une deuxième chance. Si les élèves ayant redoublé finissaient leur scolarité avec le même niveau que les autres, le retard scolaire ne serait qu'une situation d'échec temporaire (3). Cependant les études utilisant le retard scolaire sont assez nombreuses (Goux et Maurin, 2000 et 2003 ; Poncet 2000), sans doute parce qu'en dehors des évaluations de compétences, il n'y a pas beaucoup d'alternatives pour étudier les inégalités scolaires au cours du primaire et au début du secondaire.

L'usage du retard scolaire comme signe de difficultés scolaires persistantes peut aussi être justifié par un certain nombre d'études montrant l'inefficacité du redoublement (Crahay, 1996). En effet, les écarts de réussite entre les élèves en retard et ceux qui ne le sont pas demeurent très importants tout au long du cursus. Ainsi, l'enquête *Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA)* de l'OCDE, menée auprès des élèves de 15 ans, montre un écart très important en mathématiques entre les élèves ayant un an de retard et les autres : les premiers obtiennent un score de 467 et les seconds de 564 (sur une échelle dont l'écart-type a été fixé à 100 au niveau international). Une partie de cet écart tient au fait que les élè-

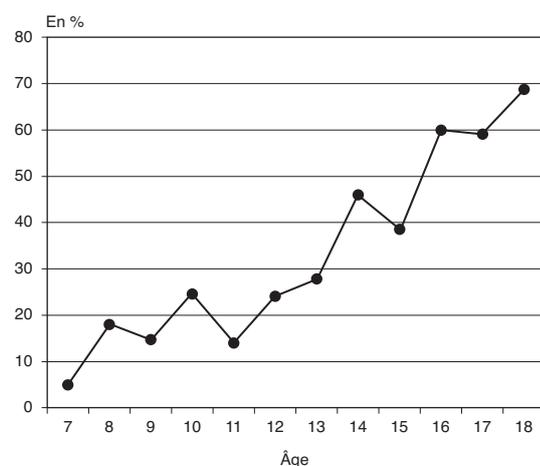
ves sans retard sont déjà en seconde et ont pu bénéficier d'enseignements supplémentaires par rapport aux élèves en retard, toujours en 3<sup>e</sup>. L'échantillon a donc été complété en ajoutant des élèves à l'heure en 3<sup>e</sup> (âgés de 14 ans, donc hors de l'échantillon demandé par l'OCDE) : ils ont eu un score de 540, encore nettement au-dessus des élèves ayant un an de retard en 3<sup>e</sup> (Bourny *et al.*, 2004).

Dans le cadre particulier de cette étude, la présence d'enfants d'âges différents pose un problème : un redoublement au lycée ne signale pas les mêmes difficultés qu'un redoublement en primaire. Du point de vue de la « stratégie scolaire », il a aussi une signification assez différente (par exemple, s'il a pour objectif de permettre une meilleure orientation). Il convient donc de tenir compte systématiquement de ce facteur dans les analyses. Cependant le retard à 18 ans englobe des redoublements au lycée, mais aussi des redoublements au collège et à l'école primaire. La divergence entre le retard à 18 ans et le retard à 10 ans est donc moins nette qu'entre les redoublements à 18 ans et les redoublements à 10 ans.

L'information recueillie dans la partie biographique et les résultats aux épreuves d'évaluation permettent de caractériser les parents. Cependant, si l'information est riche sur le parent interrogé, elle est quasi nulle concernant l'autre parent, même s'ils vivent encore ensemble. Il est donc impossible de mesurer l'effet joint des compétences de la mère et du père. De plus, les variables n'ont pas forcément le même sens selon le sexe du parent interrogé, c'est pourquoi les deux populations ont parfois été distinguées (4). Peu d'éléments sont disponibles sur l'enfant lui-même (à l'exception de son sexe et de sa date de naissance) et encore moins sur le contexte scolaire, qui a une influence déterminante.

Cette dernière limitation est assez gênante. En effet, la recherche en éducation et notamment les travaux de l'Institut de Recherche sur l'Éducation (Iredu) sur la production des inégalités sociales à l'école ont montré que celles-ci se construisaient progressivement au fil de la scolarité (Duru-Bellat et Mingat, 1993). Ils ont aussi

Graphique  
**Taux de retard scolaire selon l'âge**  
(au 1<sup>er</sup> janvier 2005)



Lecture : à 7 ans, 5 % des enfants ont une année de retard par rapport à l'âge normal de la classe où ils se trouvent. Ils sont 69 % à 18 ans.

Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine

Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

3. Dans un autre domaine, cela reviendrait à utiliser la consommation de médicaments dans l'année écoulée pour déterminer l'état de santé actuel, sans tenir compte de la guérison éventuelle de la personne suite à ces soins. De plus, l'achat de médicament peut dépendre du revenu, ce qui perturbera l'analyse.

4. La profession de cadre ou d'employé ne signale pas le même milieu social si elle est associée à la mère ou au père.

mis en évidence l'importance du contexte scolaire. Les élèves ne progressent pas de la même façon dans tous les établissements et avec tous les professeurs. Or, les familles les plus favorisées tendent à scolariser leurs enfants dans les établissements proposant les conditions les plus favorables (Grisay, 1997). De plus, la tonalité sociale du public accueilli influe sur les performances individuelles : un enfant d'ouvrier réussira mieux dans un établissement scolarisant une forte proportion d'enfants de cadres que dans un établissement « populaire ». La place de l'école dans la construction des inégalités sociales se trouve donc accrue. Certes, dès le CP, les enfants de milieu populaire sont en moyenne moins compétents que les enfants de milieu favorisé (Jeantheau et Murat, 1998) et ils tendent ensuite à moins progresser (Caille et Rosenwald, 2006). Mais, à compétences égales, ils sont aussi moins bien orientés et redoublent plus souvent. Ces redoublements peuvent d'ailleurs constituer ensuite un handicap pour la scolarité ultérieure (Cosnefroy et Rocher, 2005). Ainsi, les écarts de réussite selon le milieu d'origine proviennent en partie de différences dans les comportements et les valeurs des familles, mais elles sont intensifiées par un système scolaire complexe, où le choix de telle école, l'appartenance à telle classe peut avoir un impact sur la réussite de l'enfant.

Les inégalités peuvent ainsi prendre leur origine dans des stratégies plus ou moins éclairées des familles pour trouver le bon contexte éducatif. Les écarts de retard scolaire entre groupes sociaux peuvent aussi renvoyer à l'opinion plus ou moins négative qu'ont ces groupes sur le redoublement pour leur enfant (à différencier bien sûr de l'opinion sur le redoublement en général). Cela conduit à considérer avec précaution les écarts sociaux selon le retard scolaire. Si ce retard apparaît clairement comme le signe de difficultés scolaires, souvent persistantes, il peut aussi être affecté de biais de représenta-

tion. Cependant, ces biais sont sans doute plus liés au milieu social qu'aux compétences, qui sont l'objet central de cet article. Les analyses contrôlant ce milieu social permettront en grande partie d'éliminer ces biais. En revanche, il est difficile de savoir si l'absence de prise en compte du contexte scolaire pose problème, car on ne sait rien du lien entre ce contexte et les compétences des parents.

### Retard scolaire et compétences des parents

Le taux de retard scolaire varie très sensiblement selon le niveau de compétence des parents (cf. encadré 2). Presque la moitié des enfants se trouvant dans le premier quartile de compétences parentales en lecture (5) sont en situation de retard scolaire. Ce n'est le cas que d'un enfant sur cinq dont les parents sont parmi les plus compétents (cf. tableau 2). Les résultats sont quasi identiques pour les compétences en calcul. En revanche, les écarts sont un peu moins nets avec la compréhension orale (le taux de retard est de 40 % dans le premier quartile), sans doute parce que cette compétence a un caractère moins scolaire. En combinant les trois domaines les écarts sont légèrement supérieurs à ce que l'on observe en étudiant chacune des compétences séparément. L'écart entre les quartiles extrêmes est du même ordre que celui qui existe entre les enfants dont le parent est peu diplômé et les enfants de diplômés de l'enseignement supérieur (cf. *infra*). En première approximation, l'ampleur de ces écarts suggère une influence forte des compétences des parents sur la scolarité de leurs enfants. Le mécanisme de cette corrélation ne peut être analysé ici plus précisément, faute de données disponibles sur les échanges entre parents et enfants. Cependant, il est probable que les parents les moins compé-

5. Ce « premier quartile » désigne, par abus de langage, les 25 % d'enfants dont les parents ont eu les moins bons résultats aux exercices de compréhension de textes.

Tableau 2  
Retard scolaire des enfants en fonction des compétences des parents

Quartile	Lecture	Calcul	Compréhension orale	Les trois compétences
1	47	48	40	51
2	39	36	38	34
3	29	30	33	30
4	21	21	23	20
Ensemble	34	34	34	34

Lecture : 47 % des enfants se trouvant dans le premier quartile de compétences parentales en lecture (c'est-à-dire les 25 % des enfants dont les parents ont les scores les plus bas dans ce domaine) ont au moins un an de retard scolaire.  
Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.  
Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

tents ont plus de difficultés à aider leurs enfants dans leur travail scolaire, ce qui explique leur parcours scolaire plus heurté.

Les trois compétences étant assez corrélées (6), leur influence sur le retard scolaire va être étudiée de façon simultanée. L'âge de l'enfant sera aussi pris en considération, puisque plus les enfants sont âgés, plus leur probabilité d'être en retard scolaire est élevée (cf. tableau 3). Afin de repérer d'éventuelles non-linéarités dans la

dépendance entre les compétences et le retard scolaire, des régressions à partir des quartiles ont aussi été effectuées. Les coefficients obtenus en tenant compte des interactions entre les scores sont plus faibles que ceux obtenus avec une régression sur chaque score séparément : ainsi, le coefficient associé au score en

6. Quand l'enfant appartient au premier quartile en lecture, dans un cas sur deux, il appartient au premier quartile en calcul. A l'inverse, s'il appartient au dernier quartile en lecture, il n'appartient au premier quartile en calcul que dans 7 % des cas.

## Encadré 2

### LA MESURE DES COMPÉTENCES

L'enquête IVQ comporte des exercices d'évaluations des compétences à l'écrit, en compréhension orale et en calcul (Degorre et Murat, 2009, ce numéro). Les compétences à l'écrit se divisent en trois domaines : lecture de mots, compréhension de texte et écriture de mots. La structure générale de ces épreuves est la suivante :

- la personne interrogée passe d'abord un exercice d'orientation, assez simple, comportant des questions en lecture de mots, en compréhension de texte écrit (sur un texte court) et en calcul ;
- cet exercice est immédiatement suivi d'un exercice de compréhension orale, à peu près identique pour toutes les personnes. Il porte sur un bulletin d'information ;
- les personnes ayant eu de bons résultats en lecture de mots et en compréhension à l'exercice d'orientation passent un module Haut avec des exercices plus complexes en compréhension de texte. Ceux qui ont eu des performances insuffisantes passent le module ANLCl qui affine la mesure en lecture de mots, en compréhension de texte écrit (sur un texte court) et en écriture de mots (il s'agit d'écrire une liste de courses). Les personnes aux résultats moyens à l'exercice d'orientation passent un module « intermédiaire » permettant de décider lequel des deux autres est préférable ;
- la personne répond ensuite au module « Numératie » sur le calcul, composé de petits problèmes comprenant deux ou trois phrases. La passation est complètement indépendante des résultats obtenus à l'écrit (les problèmes sont posés oralement par l'enquêteur).

Dans cet article, la mesure des compétences à l'écrit retenue se fonde uniquement sur les exercices en compréhension de texte et n'intègre donc pas la lecture de mots ou l'écriture de mots, qui ne concernent véritablement que les personnes les plus en difficulté. Le processus d'orientation rend complexe la comparaison entre des individus ayant passé le module Haut et ceux ayant passé le module ANLCl. Plusieurs techniques pouvant être mises en œuvre pour aboutir à un score global, il a ici été fait usage de la deuxième variante présentée dans l'article de Murat et Rocher (2009, ce numéro). Cette variante se fonde sur des hypothèses assez fortes, mais simples. La compa-

raison avec des méthodes plus complexes montre qu'elle donne des résultats assez satisfaisants. Elle comporte deux étapes :

- dans un premier temps, on ajoute les scores à l'exercice d'orientation, au module ANLCl et au module Haut, en postulant un échec complet au module Haut pour ceux qui n'ont pas été orientés vers lui et une réussite complète au module ANLCl pour ceux qui n'ont pas été orientés vers lui ;
- dans un deuxième temps, on recale la distribution du score sur une distribution normale de moyenne 0 et d'écart-type 1. En effet, le score à l'issue de la première étape présente une bimodalité très peu vraisemblable, due essentiellement au processus d'orientation et aux hypothèses retenues.

Le score en numératie et le score en compréhension orale ont aussi été recalés sur la même distribution. Un score global a été calculé en faisant la moyenne des trois scores.

Comme ce score doit pouvoir être utilisé dans d'autres analyses que celles-ci, ce calage sur la loi normale a été effectué sur l'ensemble des répondants et pas seulement sur les parents. Cependant, les scores moyens obtenus sur la population des enfants étudiée ici sont très proches de 0 (- 0,01 pour la lecture, 0,03 pour le calcul et - 0,01 pour la compréhension orale), les écarts-types sont aussi proches de 1 (0,999 pour la lecture, 0,98 pour le calcul et 1,01 pour la compréhension orale).

Le choix de se caler sur une distribution normale est un peu arbitraire, c'est pourquoi des analyses fondées sur les quartiles seront aussi présentées, permettant de plus de tester d'éventuelles non-linéarités dans la dépendance. Ces quartiles sont, eux, déterminés sur la population des enfants étudiée ici et non sur l'échantillon total d'IVQ.

Il convient de remarquer que si les variables ainsi transformées sont continues (un aléa est introduit lors de la normalisation), les scores initiaux sont discrets. Celui en calcul par exemple prend les valeurs entières entre 0 et 18 avec une concentration sur les valeurs entre 12 et 16 : une ou deux erreurs peuvent faire passer d'un quartile à l'autre.

lecture est de - 0,34 dans l'analyse conjointe, alors qu'il est de - 0,54 si les deux autres scores ne sont pas pris en compte. Quant au coefficient associé au score de compréhension orale, il devient non significatif dans l'analyse conjointe. Cependant, pour les deux autres scores, à l'écrit et en calcul, les coefficients demeurent importants et légèrement supérieurs à celui associé à l'âge : chaque année supplémentaire passée à l'école accroît le risque de redoubler de 5 points. C'est à peu près ce qu'un écart-type en moins de score parental en lecture ou calcul produit comme effet (7).

Les différences entre les deux quartiles les plus performants en lecture sont assez faibles. Ce serait la maîtrise minimale des compétences dans ce domaine qui importerait, les écarts au-

delà se traduisant par de faibles différences sur les taux de retard. En calcul, les écarts sont un peu mieux répartis. Quant à la compréhension orale, si le score en continu n'apparaissait pas lié au retard scolaire, la modélisation par quartile montre que les enfants dont les parents sont les plus compétents dans ce domaine se détachent significativement des autres. Cependant, les écarts restent plus importants en lecture et en calcul qu'en compréhension orale, sans doute parce que ces compétences ont un caractère scolaire plus marqué, plus utile pour la scolarité des enfants.

7. Les modèles sans pondération donnent des résultats assez proches : le coefficient associé aux compétences en calcul est cependant un peu plus faible (- 0,26 au lieu de - 0,37).

Tableau 3

**Effet conjoint des compétences sur le retard scolaire (régressions logistiques)**

**A - les compétences en continu : les trois scores ensemble**

	Coef.	Sign.
Constante	- 4,53	***
Âge de l'enfant	0,29	***
Score en lecture	- 0,34	***
Score en calcul	- 0,37	***
Score en compréhension orale	- 0,02	

**B - les compétences en continu : le score global seulement**

	Coef.	Sign.
Constante	- 4,50	***
Âge de l'enfant	0,29	***
Score global	- 0,72	***

**C - les compétences en quartiles : les trois scores ensemble**

	Coef.	Sign.
Constante	- 4,62	***
Âge de l'enfant	0,29	***
<b>Quartiles en lecture</b>		
Premier quartile	0,60	***
Deuxième quartile	0,29	***
Troisième quartile	Réf.	
Quatrième quartile	- 0,26	**
<b>Quartiles en calcul</b>		
Premier quartile	0,38	***
Deuxième quartile	0,10	
Troisième quartile	Réf.	
Quatrième quartile	- 0,51	***
<b>Quartile en compréhension orale</b>		
Premier quartile	- 0,01	
Deuxième quartile	0,11	
Troisième quartile	Réf.	
Quatrième quartile	- 0,28	**

**D - les compétences en quartiles : le score global seulement**

	Coef.	Sign.
Constante	- 4,64	***
Âge de l'enfant	0,29	***
<b>Quartile de score global</b>		
Premier quartile	0,91	***
Deuxième quartile	0,29	***
Troisième quartile	Réf.	
Quatrième quartile	- 0,59	***

Lecture : \* indique une probabilité significative au seuil de 10 %, \*\* indique une probabilité significative au seuil de 5 %, \*\*\* indique une probabilité significative au seuil de 1 %. L'absence de signe indique que la situation pour la modalité en question n'est pas significativement différente de celle de référence au seuil de 10 %.

La variable expliquée est le fait pour un enfant d'être en retard d'au moins un an par rapport à l'âge normal de la classe où il se trouve (cf. tableau 1).

Dans les modèles de la partie A, ce sont les scores, variables continues, qui sont utilisés. Comme ils ont été normalisés avec une moyenne de 0 et un écart-type de 1, le coefficient correspond à l'influence d'un écart-type de score supplémentaire par rapport à la situation moyenne. Le coefficient associé à l'âge donne l'influence d'une année supplémentaire passée à l'école sur le risque d'avoir redoublé.

Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.

Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

## La prise en compte de variables de contrôle

Ces premiers résultats font état d'une corrélation importante entre les compétences des parents et la scolarité des enfants. Cependant, il convient de tenir compte des autres déterminants de la réussite scolaire pour bien interpréter ce lien. Ainsi, les parents les plus diplômés sont généralement plus compétents dans les domaines évalués par *IVQ*. Leurs enfants redoublent aussi moins souvent que les autres. Le lien entre compétences des parents et scolarité des enfants ne pourrait-il alors être expliqué comme la combinaison de ces deux corrélations ? L'étude des écarts de retard scolaire selon les compétences parentales, à niveau de diplôme fixé donne une réponse partielle. Si, à diplôme donné, la corrélation persiste entre compétences parentales et scolarité des enfants, cela renforce l'hypothèse d'une relation réelle entre ces deux variables.

Cependant, pour s'assurer de la réalité de cette relation, il faut ensuite contrôler toutes les autres variables, qui, comme le diplôme, sont liées aux compétences des parents et à la scolarité des enfants : la profession des parents, leurs revenus, leur connaissance du système éducatif, etc. L'enquête *IVQ* fournit un certain nombre d'informations de ce type, utilisées dans la suite de l'article, mais ne peut prétendre être exhaustive sur le sujet. Il manque peut-être une variable fondamentale qui, ajoutée à l'équation, annulerait la corrélation entre compétences des parents et scolarité des enfants (8). Des techniques économétriques particulières permettent de contourner, sous certaines hypothèses, cette difficulté et de proposer des estimations plus précises (9). Par exemple, l'usage des « variables instrumentales » consiste à chercher des variables qui affectent la variable explicative soupçonnée d'endogénéité (ici les compétences), sans avoir d'impact sur la variable expliquée autre que celui, indirect, dû à ses corrélations avec les variables explicatives (la variable qui pose problème et les autres). Dans ce cas, de façon schématique, les variations de la variable expliquée associées aux variations des variables instrumentales donneront une idée de l'impact causal des compétences. Il est cependant difficile de mettre en œuvre cette technique dans notre travail. En effet, quelles sont les sources d'endogénéité ? Il y a l'erreur de mesure sur les compétences et l'existence de variables inobservées, comme d'autres compétences ou des principes valorisés par l'école. Les variables instrumentales devraient donc faire varier les compétences observées sans avoir d'impact sur celles qui sont cachées. Il s'agit d'une

contrainte forte. Quelques tentatives ont été faites en utilisant des informations sur l'enfance du parent enquêté (ses conditions de logement quand il avait cinq ans, le diplôme de ses propres parents). Ces variables ont un lien avec les compétences à l'âge adulte, mais ont aussi un lien avec d'autres variables observées, comme le diplôme. Comment supposer alors qu'elles ne sont pas liées avec les autres déterminants inobservés de la réussite scolaire ? De plus, les résultats obtenus sont apparus très instables, sensibles au nombre et à la nature des variables retenues comme instruments. Cette piste demandera donc des développements plus poussés.

D'autre part, l'atténuation ou la disparition du lien entre les compétences parentales et la scolarité des enfants, quand on contrôle les variables disponibles, peut s'interpréter de différentes façons, selon le sens des causalités supposées (cf. encadré 3). Dans le cas où l'on contrôle le sexe du parent, le sens des corrélations est assez clair (à défaut de comprendre leur mécanisme précis et les facteurs intermédiaires). Les compétences des parents ne peuvent bien sûr influencer sur leur sexe. De plus, supposons que la scolarité des enfants diffère selon le sexe du parent. Le coefficient associé aux compétences quand on contrôle le sexe donne alors donc une image plus fiable de la relation entre compétences et scolarité que le coefficient d'une analyse non sexuée.

La situation est différente si la causalité va plutôt des compétences vers la variable sous contrôle. Les compétences permettent sans doute d'avoir un meilleur salaire. De meilleures conditions de vie faciliteront alors la scolarité des enfants. Dans ce cas, le lien global entre les compétences et la scolarité des enfants, observé dans l'analyse univariée, peut se décomposer en deux facteurs : le lien qui persiste quand on contrôle le salaire (l'impact propre des compétences parentales) et celui qui passe par une élévation du salaire en fonction des compétences. La plupart du temps, les causalités sont à double sens. Les personnes les plus compétentes ont sans doute les meilleurs emplois, mais les personnes pourvues d'un emploi peuvent aussi avoir plus d'occasions

8. De façon plus générale, on peut aussi se poser le problème du sens de la causalité entre les variables explicatives et la variable expliquée, mais ici, il est peu probable que la scolarité des enfants ait un impact causal sur les compétences des parents et encore moins sur leurs diplômes.

9. Ces techniques permettent aussi de tenir compte de l'erreur de mesure affectant une variable explicative, qui biaise vers 0 (en d'autres termes minore en valeur absolue) le coefficient associé. Or, la mesure des compétences parentales entre dans ce cadre, du fait que l'évaluation qui en est faite en trois quarts d'heure ne peut être considérée comme parfaite.

que les autres de maintenir leurs compétences. L'interprétation des coefficients et de leur évolution entre les différents modèles demande donc de faire des hypothèses sur le sens des causalités, à défaut de pouvoir utiliser les techniques économétriques précédemment évoquées. Dans un premier temps, nous n'allons donc retenir que les variables de contrôle dont on peut clairement penser qu'elles peuvent influencer sur les compétences, sans en dépendre en retour : le sexe, l'âge et le pays de naissance du parent, le sexe et l'âge de l'enfant. Pour le sexe du parent et celui de l'enfant, des spécifications particulières permettent de tester si l'influence des compétences est d'ampleur différente selon ces variables.

## Des résultats différents selon le sexe des parents et celui des enfants

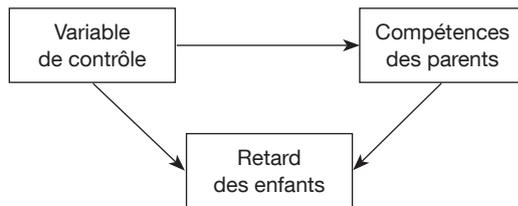
On pouvait par exemple attendre une influence plus grande des compétences maternelles. En effet, les mères aident bien plus souvent leurs enfants que les pères. Elles consacrent en moyenne 14,2 heures par mois à aider chacun de leurs enfants (à l'âge de l'enseignement élémentaire) contre 5,6 heures pour les pères (Gouyon, 2004). Cette implication plus grande aurait pu donner plus de poids à leurs compétences. Or, le score global montre que le gain apporté par de meilleures compéten-

### Encadré 3

#### INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS D'UNE ANALYSE MULTIVARIÉE

Nous allons reprendre ici le problème de l'interprétation des résultats d'une analyse multivariée en nous inspirant de la *path analysis* utilisée par exemple par Meuret et Morlaix (2006) dans leur travail sur les inégalités sociales. À partir des données du *Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) 2000*, ils cherchent à décomposer la corrélation entre le milieu social et les compétences en lecture en un effet direct de ces compétences et un effet indirect expliqué par des caractéristiques « externes » (le diplôme de la mère, la richesse familiale, le temps de travail) et des caractéristiques « internes » (le climat scolaire, le soutien des enseignants). De façon plus générale, on peut distinguer 3 cas.

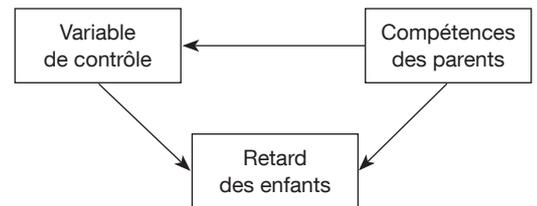
##### Cas A



La variable de contrôle a une influence sur les compétences (mais n'en dépend pas en retour) et une influence sur le retard des enfants. La corrélation entre les compétences et le retard à variable de contrôle fixée, donne la bonne image du lien entre ces variables. La corrélation brute surestime ce lien, car elle intègre l'influence de la variable de contrôle (d'une certaine façon, les compétences sont dans ce cas un moyen indirect et approximatif de tenir compte de l'influence de la variable de contrôle).

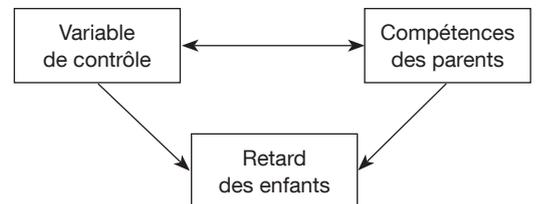
##### Cas B

La variable de contrôle dépend des compétences des parents (mais celles-ci n'en dépendent pas en retour). Dans ce cas, le lien entre compétences et retard se décompose en deux « voies » : la corrélation entre



compétences et retard à variable de contrôle fixée et l'impact indirect des compétences, qui passe par son influence sur la variable de contrôle. Le coefficient de l'analyse sans la variable de contrôle donne alors la bonne image du lien entre compétences et retard (en négligeant le fait que des variables relevant du cas A ont pu être omises). L'analyse multivariée permet de mieux comprendre le mécanisme de ce lien. Avec le même raisonnement, on peut réexaminer le cas A, en disant que l'analyse multivariée permet de décomposer le lien entre la variable de contrôle et le retard, en un impact à compétences données, et une influence indirecte passant par les compétences.

##### Cas C



Ce cas est le plus complexe et suppose qu'il n'y a pas un sens univoque dans la relation entre les compétences et la variable de contrôle. Dans ce cas, l'analyse multivariée donne une idée des effets directs (toujours en supposant que l'on n'a pas omis de variables importantes), mais faute d'une connaissance claire de la causalité entre deux variables explicatives, il est difficile de savoir à laquelle attribuer l'effet indirect, mis en évidence par la baisse des coefficients associés à ces variables.

ces parentales est à peu près le même pour les pères et pour les mères (cf. tableau 4). En revanche, des différences intéressantes apparaissent quand on distingue les trois compétences. Pour les mères, le coefficient associé à un écart-type supplémentaire de compétence en lecture est de - 0,47, soit sensiblement plus que celui associé à un écart-type de compétence en calcul (- 0,24). Pour les pères, c'est exactement l'inverse : l'impact des compétences en lecture est relativement faible (- 0,47 + 0,26 = - 0,21), tandis que celui des compétences en calcul est plus important (- 0,24 - 0,25 = - 0,49). Les tests montrent que les différences des coefficients entre pères et mères sont significatives (10). Ce résultat pourrait s'expliquer par une spécialisation de l'aide parentale selon le domaine scolaire, conforme aux stéréotypes sociaux associés aux représentations des compétences selon le sexe. Les mères aideraient davantage leurs enfants dans les domaines littéraires, tandis que les pères le feraient en mathématiques.

Le parent apporterait de l'aide dans les domaines où ses compétences seraient les plus importantes.

Par ailleurs, le pays de naissance du père ne donne pas lieu, toutes choses égales par ailleurs, à des écarts de retard scolaire. La conclusion est différente de celle que l'on obtiendrait avec une

10. Les analyses sans utiliser la pondération forcent à nuancer un peu ces résultats. La différence entre les coefficients des pères et des mères reste significative en lecture, mais elle ne l'est plus en calcul (en compréhension orale, les conclusions changent aussi : cette compétence aurait un impact pour les mères, mais pas pour les pères). Cependant, ces changements ne tiennent pas tant aux différences dans les effectifs des populations avec et sans pondération (différences qui pourraient affecter la significativité des tests), qu'aux différences dans les coefficients. Alors que les coefficients associés au calcul sont, avec pondération, de - 0,24 pour les mères et de - 0,49 pour les pères, les coefficients sans pondération sont respectivement de - 0,21 et - 0,30. Même si cela pose problème pour les tests de significativité, on préférera les coefficients avec pondération, qui corrigent la déformation importante de l'échantillon, car ces coefficients doivent être plus proches de ceux qu'on obtiendrait sur la population de référence.

Tableau 4  
Effet des compétences sur le retard scolaire selon le sexe du parent enquêté (régressions logistiques)

**A – les compétences en continu : les trois scores ensemble**

	Coef.	Sign.
Constante	- 5,49	***
Âge de l'enfant	0,33	***
Âge du parent		
35 ans ou moins	0,80	***
De 36 à 40 ans	0,41	***
De 41 à 45 ans	0,42	***
Plus de 45 ans	Réf.	
Pays de naissance du parent		
France	0,03	
Étranger	Réf.	
Sexe du parent		
Mère	0,31	***
Père	Réf.	
Score en lecture (Réf. = M)	- 0,47	***
Score en lecture (Dif. = P)	0,26	***
Score en calcul (Réf. = M)	- 0,24	***
Score en calcul (Dif. = P)	- 0,25	**
Score en comp. orale (Réf. = M)	- 0,01	
Score en comp. orale (Dif. = P)	- 0,02	

**B - les compétences en continu : le score global seulement**

	Coef.	Sign.
Constante	- 5,48	***
Âge de l'enfant	0,32	***
Âge du parent		
35 ans ou moins	0,84	***
De 36 à 40 ans	0,42	***
De 41 à 45 ans	0,43	***
Plus de 45 ans	Réf.	
Pays de naissance		
France	0,01	
Étranger	Réf.	
Sexe du parent		
Mère	0,30	***
Père	Réf.	
Score global (Réf. = M)	- 0,70	***
Score global (Dif. = P)	- 0,03	

Lecture : \* indique une probabilité significative au seuil de 10 %, \*\* indique une probabilité significative au seuil de 5 %, \*\*\* indique une probabilité significative au seuil de 1 %. L'absence de signe indique que la situation pour la modalité en question n'est pas significativement différente de celle de référence au seuil de 10 %.

La variable expliquée est le fait pour un enfant d'être en retard d'au moins un an par rapport à l'âge normal de la classe où il se trouve (cf. tableau 1).

Dans ces modèles, ce sont les scores, variables continues, qui sont utilisés avec l'introduction d'un terme d'interaction avec le sexe du parent interrogé. Le coefficient avec (Réf. = M) correspond à l'influence d'un écart-type de score supplémentaire par rapport à la situation moyenne quand c'est la mère de l'enfant qui a été interrogée. Le coefficient avec (Dif. = P) donne la valeur qu'il faut ajouter à ce coefficient pour obtenir celui qui correspond au père. Ainsi, pour les mères, le coefficient est de - 0,47 pour les compétences en lecture. Pour calculer le coefficient correspondant pour les pères, il faut ajouter 0,26, ce qui donne - 0,21. Le fait que le coefficient (Dif. = P), avec la valeur 0,26, soit considéré comme significativement différent de 0 indique donc que la pente associée aux compétences maternelles en lecture (- 0,47) est significativement différente de celle associée aux compétences paternelles en lecture (- 0,21).

Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.

Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

analyse brute : les enfants d'étrangers sont plus souvent en retard scolaire que les autres (l'écart est d'environ 10 points de taux de retard), mais la quasi-totalité de l'écart s'explique par la prise en compte des différences de compétences. Le résultat serait le même en contrôlant par le diplôme ou la profession du parent. Plusieurs travaux concernant les enfants issus de l'immigration aboutissent aux mêmes conclusions (Vallet et Caille 1996).

Les enfants dont les parents sont les plus âgés redoublent moins que les autres. Pour étudier ce phénomène, il faut bien sûr contrôler l'âge de l'enfant. En effet, les enfants dont les parents sont les plus âgés sont eux-mêmes plus âgés, plus avancés dans leur scolarité et donc plus susceptibles d'avoir redoublé. Dans l'analyse multivariée, cet effet mécanique disparaît (puisque l'âge de l'enfant est contrôlé) et c'est une corrélation exactement inverse qui apparaît. Les enfants conçus tardivement font peut-être l'objet d'une

attention particulière des parents, ce qui améliore leur scolarité ; à moins que les personnes ayant des enfants tardivement aient un profil particulier. L'écart particulièrement net mérite de toute façon d'être souligné. Par ailleurs, si les études précédentes sur l'enquête *IVQ* ont montré une assez forte corrélation négative entre l'âge de la personne interrogée et ses compétences (avec un coefficient de corrélation de l'ordre de - 0,21 pour le score global), la corrélation est proche de 0 et non significative, quand on se restreint au champ des personnes ayant des enfants.

Les résultats diffèrent aussi entre garçons et filles (cf. tableau 5). En moyenne, les filles ont un meilleur parcours scolaire (Rosenwald, 2006). Dans la population étudiée ici, 29 % des filles ont pris du retard à l'école, contre 38 % des garçons. Les compétences parentales jouent de façon assez similaire quand elles relèvent de la lecture ou de la compréhension orale (dans le second cas, elles ne sont pas corrélées avec le

Tableau 5  
Effet des compétences sur le retard scolaire selon le sexe de l'enfant (régressions logistiques)

**A – les compétences en continu : les trois scores ensemble**

	Coef.	Sign.
<b>Constante</b>	- 5,85	***
<b>Âge de l'enfant</b>	0,33	***
<b>Âge du parent</b>		
35 ans ou moins	0,83	***
De 36 à 40 ans	0,43	***
De 41 à 45 ans	0,42	***
Plus de 45 ans	Réf.	
<b>Pays de naissance du parent</b>		
France	0,03	
Étranger	Réf.	
<b>Sexe du parent</b>		
Mère	0,30	***
Père	Réf.	
<b>Sexe de l'enfant</b>		
Fille	0,54	***
Garçon	Réf.	
<b>Score en lecture (Réf. = F)</b>	- 0,35	***
<b>Score en lecture (Dif. = G)</b>	0,02	
<b>Score en calcul (Réf. = F)</b>	- 0,51	***
<b>Score en calcul (Dif. = G)</b>	0,23	**
<b>Score en comp. orale (Réf. = F)</b>	0,05	
<b>Score en comp. orale (Dif. = G)</b>	- 0,12	

**B - les compétences en continu : le score global seulement**

	Coef.	Sign.
<b>Constante</b>	- 5,81	***
<b>Âge de l'enfant</b>	0,33	***
<b>Âge du parent</b>		
35 ans ou moins	0,86	***
De 36 à 40 ans	0,43	***
De 41 à 45 ans	0,43	***
Plus de 45 ans	Réf.	
<b>Pays de naissance</b>		
France	0,00	
Étranger	Réf.	
<b>Sexe du parent</b>		
Mère	0,30	***
Père	Réf.	
<b>Sexe de l'enfant</b>		
Fille	0,52	***
Garçon	Réf.	
<b>Score global (Réf. = F)</b>	- 0,81	***
<b>Score global (Dif. = G)</b>	0,13	

Lecture : \* indique une probabilité significative au seuil de 10 %, \*\* indique une probabilité significative au seuil de 5 %, \*\*\* indique une probabilité significative au seuil de 1 %. L'absence de signe indique que la situation pour la modalité en question n'est pas significativement différente de celle de référence au seuil de 10 %.

La variable expliquée est le fait pour un enfant d'être en retard d'au moins un an par rapport à l'âge normal de la classe où il se trouve (cf. tableau 1).

Pour simplifier la lecture, le sexe du parent a été contrôlé sous une forme simple, sans tenir compte des effets croisés étudiés dans le précédent modèle. Le coefficient « Score en lecture (Réf. = F) » correspond au coefficient associé à ce score pour les filles. Le coefficient « Score en lecture (Dif. = G) » indique combien il faut ajouter pour obtenir celui pour les garçons et si l'écart est significatif (voir aussi la note de lecture du tableau 4).

Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.

Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

retard, ni pour les filles, ni pour les garçons). En revanche, une divergence significative apparaît pour le calcul : les filles semblent plus sensibles aux compétences en calcul de leurs parents que

les garçons (le coefficient associé au score en calcul est de - 0,51 pour elles contre - 0,28 pour les garçons). C'est donc dans le domaine où elles ont un peu plus de difficultés qu'elles ont le plus besoin d'un soutien parental (11). Cependant les garçons, nettement plus souvent en difficulté en lecture, ne semblent pas plus sensibles aux compétences parentales dans ce domaine.

Tableau 6  
Retard scolaire selon le quartile en calcul et l'âge de l'enfant

	Coef.	Sign.
<b>Constante</b>	- 5,66	***
<b>Âge de l'enfant (en continu)</b>	0,35	***
<b>Âge de l'enfant (coupure à 12 ans)</b>		
Moins de 12 ans	Réf.	***
12 ans ou plus	- 0,83	
<b>Âge du parent</b>		
35 ans ou moins	0,86	***
De 36 à 40 ans	0,44	***
De 41 à 45 ans	0,40	***
Plus de 45 ans	Réf.	
<b>Pays de naissance</b>		
France	0,31	***
Étranger	Réf.	
<b>Sexe du parent</b>		
Mère	0,35	***
Père	Réf.	
<b>Sexe de l'enfant</b>		
Fille	0,48	***
Garçon	Réf.	
<b>Quartile en calcul (Réf. = moins de 12 ans)</b>		
Premier quartile	0,21	
Deuxième quartile	- 0,38	**
Troisième quartile	Réf.	
Quatrième quartile	- 1,41	***
<b>Quartile en calcul (Dif. = 12 ans ou plus)</b>		
Premier quartile	0,72	***
Deuxième quartile	0,94	***
Troisième quartile	Réf.	
Quatrième quartile	1,07	***

Lecture : \* indique une probabilité significative au seuil de 10 %, \*\* indique une probabilité significative au seuil de 5 %, \*\*\* indique une probabilité significative au seuil de 1 %. L'absence de signe indique que la situation pour la modalité en question n'est pas significativement différente de celle de référence au seuil de 10 %.

La variable expliquée est le fait pour un enfant d'être en retard d'au moins un an par rapport à l'âge normal de la classe où il se trouve (cf. tableau 1).

Ce modèle permet de tester des « effets-croisés » de la relation entre compétences en calcul des parents et retard scolaire des enfants selon l'âge des enfants. Les trois coefficients apparus sous le libellé « Quartile en calcul (Réf. = moins de 12 ans) » correspondent à ce que donnerait une régression logistique sur le champ des élèves de moins de 12 ans. Les trois coefficients sous le libellé « Quartiles en calcul (Dif. = 12 ans ou plus) » donnent ce qu'il faut ajouter aux coefficients précédents pour obtenir les résultats de la régression logistique sur le champ des élèves de 12 ans ou plus. Ainsi, le coefficient donnant l'écart entre le troisième et le quatrième quartile est de - 1,41 pour les enfants de moins de 12 ans. Il est de - 0,34 (- 1,41 + 1,07) pour les enfants de 12 ans et plus. Le test dans la dernière colonne indique donc si la différence entre les coefficients obtenus dans les deux régressions est significativement différente de 0.

Pour simplifier la lecture, le sexe du parent et celui de l'enfant ont été contrôlés sous une forme simple, sans tenir compte des effets croisés étudiés dans les précédents modèles.

Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.

Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

Le retard scolaire n'a pas la même signification pour les élèves les plus jeunes et pour les plus âgés. Pour les seconds, le redoublement a pu être une décision stratégique pour intégrer une meilleure section. À l'inverse, le redoublement au cours du primaire est généralement le signe de difficultés assez profondes, qui persistent au fil de la scolarité, alors qu'un redoublement à la fin du collège ou au lycée est bien moins grave (Cosnefroy et Rocher, 2005). On a donc distingué les élèves de moins de 12 ans et ceux de plus de 12 ans. Aucun résultat significatif n'est ressorti ni pour le score global et ni pour ceux en lecture ou en compréhension orale. Les corrélations des compétences avec le retard scolaire sont comparables pour les plus jeunes et pour leurs aînés. En revanche, des différences significatives sont apparues pour les compétences en calcul, mais uniquement avec la prise en compte par quartile et non avec le score en continu (cf. tableau 6). Avant 12 ans, c'est surtout le quatrième quartile qui se détache : le coefficient qui le distingue du troisième, celui de référence, est de - 1,41. Ce troisième quartile se distingue à peine du premier et du deuxième quartiles (en fait, les élèves de primaire du troisième quartile redoubleraient même légèrement plus souvent que ceux du deuxième quartile, dont les parents sont pourtant moins compétents). Ainsi, en deçà d'un seuil assez élevé, la maîtrise des compétences en calcul par les parents paraît avoir relativement peu d'importance pour la scolarité en primaire. En revanche, les enfants dont les parents ont eu de très bons résultats en calcul redoublent bien moins souvent avant 12 ans. Les choses changent un peu après cet âge. L'avantage d'avoir un parent très compétent en calcul diminue sensiblement : l'écart entre les coefficients du quatrième quartile et du premier passe de 1,62 à 1,26 (12). Surtout, le troisième

11. Là encore, les modèles sans pondération obligent à relativiser un peu le constat : il n'y a plus d'écart entre garçons et filles dans ce type d'analyse.

12. Le premier écart s'obtient en faisant la différence entre le coefficient associé au premier quartile et celui au quatrième pour les enfants de moins de 12 ans. Pour le deuxième écart, il faut d'abord tenir compte des coefficients associés aux effets croisés : les coefficients pour les élèves de 12 ans ou plus sont de 0,93 pour le premier quartile (0,21+0,72) et - 0,40 pour le quatrième (- 1,41+1,07).

quartile paraît très proche du quatrième (le coefficient les distinguant n'est plus que de - 0,34 contre - 1,41). Il s'agit donc d'une évolution significative de la relation entre compétences et retard scolaire, mais assez marginale et dans une seule discipline. Cette faible différence tient sans doute au fait que les retards scolaires après 12 ans correspondent à des redoublements après 12 ans, mais aussi à des redoublements avant 12 ans. La distinction entre les deux mécanismes de redoublements ne peut donc pas être faite nettement.

### Les inégalités sociales de retard scolaire

Nous allons maintenant tenir compte de variables dont les relations avec les compétences sont un peu plus complexes. Ainsi, de bonnes compétences facilitent la poursuite d'études et l'obtention d'un diplôme, mais inversement, c'est bien sûr à l'école que l'on a le plus l'occasion de développer ses compétences. Quand les compétences parentales et le niveau de diplôme seront pris en compte ensemble dans l'analyse du retard scolaire, les écarts qui leur sont associés vont diminuer par rapport à une analyse avec une seule variable. Ces écarts subsistants donnent un minoration de l'effet de chaque variable (si l'on néglige l'existence de facteurs cachés non pris en compte). La baisse des coef-

ficients correspond aux effets indirects qu'il est plus difficile d'interpréter.

Il est donc aussi intéressant d'étudier l'évolution des coefficients associés au diplôme, quand on contrôle les compétences, que d'étudier l'évolution du lien entre compétences et retard après contrôle du diplôme. Cela indiquera dans quelle mesure les écarts habituellement associés au diplôme ou à la profession des parents peuvent renvoyer à des écarts de compétences sous-jacents.

Comme attendu, la profession du parent interrogé a un impact important sur les données, même s'il semble moins fort que dans d'autres études (cf. tableau 7). En effet, le taux de retard des enfants de père ouvrier est estimé à 44 %, contre 23 % pour les enfants de père cadre. Avec l'enquête *Revenus Fiscaux* de 1997, Goux et Maurin trouvent respectivement 56 % et 15 % de retard à l'âge de 15 ans (Goux et Maurin, 2000). La moindre ampleur des écarts peut tenir en partie au champ large qui est utilisé ici. À partir d'un certain niveau scolaire, en particulier au lycée, le redoublement n'est plus seulement un signe d'échec, mais aussi un choix stratégique pour obtenir une meilleure orientation. Ce sont alors les familles ayant le plus de facilités qui se permettront surtout ce type de choix.

Tableau 7  
Retard scolaire des enfants selon le milieu parental

	En %		
	Ensemble	Père	Mère
<b>Profession</b>			
Aucune ou inconnue	50		52
Agriculteur	25		
Artisan-commerçant	28	23	33
Cadre supérieur	23	23	20
Profession intermédiaire	27	28	24
Employé	35	36	33
Ouvrier	43	44	39
<b>Diplôme</b>			
Aucun ou CEP	53	55	52
BEPC- CAP- BEP	34	31	35
Bac	23	23	21
Supérieur au bac	18	16	15
<b>Niveau de vie (1)</b>			
Premier quintile	50	51	49
Deuxième quintile	41	44	36
Troisième quintile	35	34	35
Quatrième quintile	25	24	25
Cinquième quintile	18	22	15
<b>Ensemble</b>	34	34	32

1. Le niveau de vie est le revenu total du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation.

Lecture : le taux de retard des enfants de père ouvrier est de 44 %.  
Le taux n'a pas été présenté pour les groupes rassemblant moins de 30 personnes.  
Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.  
Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

Par ailleurs, près d'un cinquième des enfants dont les parents sont titulaires d'un diplôme universitaire ont pris une année de retard. C'est le cas de plus d'un enfant sur deux, quand les parents n'ont au mieux que le CEP.

Le niveau de vie (mesuré par le revenu total du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation) donne lieu aussi à des écarts assez importants. La moitié des enfants appartenant à un ménage faisant partie du premier quintile de revenu (moins de 6 635 euros par UC et par an) ont pris au moins une année de retard, contre 18 % quand le niveau de vie dépasse 16 065 euros. Là encore, ces résultats

sont assez proches, bien qu'un peu moins nets, de ceux présentés par Goux et Maurin (2000). Selon ces auteurs, 61 % des enfants de 15 ans dans le premier quintile de revenu total avaient une année de retard scolaire, contre 17 % des enfants dans le cinquième quintile.

Le retard scolaire a ensuite été modélisé en fonction de ces trois variables (diplôme, profession, niveau de vie) simultanément (cf. tableau 8). Du fait des corrélations entre elles, les écarts ont tendance à diminuer. Ainsi, dans la régression logistique globale, l'écart des coefficients entre les enfants de parents diplômés du supérieur et ceux dont les parents n'ont pas dépassé le CEP est

Tableau 8  
Retard scolaire des enfants selon le milieu parental (régression logistique)

	Ensemble		Père		Mère	
	Coef.	Sign.	Coef.	Sign.	Coef.	Sign.
<b>Constante</b>	- 6,18	***	- 6,05	***	- 6,30	***
<b>Âge de l'enfant</b>	0,32	***	0,31	***	0,34	***
<b>Âge du parent</b>						
35 ans ou moins	0,85	***	0,89	***	0,74	***
De 36 à 40 ans	0,58	***	0,49	***	0,50	***
De 41 à 45 ans	0,49	***	0,42	***	0,54	***
Plus de 45 ans	Réf.		Réf.		Réf.	
<b>Pays de naissance</b>						
France	0,06		- 0,13		0,23	
Étranger	Réf.		Réf.		Réf.	
<b>Sexe du parent</b>						
Mère	0,23	**				
Père	Réf.					
<b>Sexe de l'enfant</b>						
Fille	0,53	***	0,65	***	0,46	***
Garçon	Réf.		Réf.		Réf.	
<b>Profession</b>						
Aucune ou inconnue	- 0,06		1,16		0,05	
Agriculteur	- 0,57		- 0,71		- 0,12	
Artisan- commerçant	- 0,75	***	- 1,24	***	- 0,41	
Cadre supérieur	0,16		0,16		0,32	
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.		Réf.	
Employé	- 0,23	*	- 0,35		- 0,17	
Ouvrier	- 0,25	*	- 0,28		- 0,33	
<b>Diplôme</b>						
Aucun ou CEP	1,21	***	1,30	***	1,36	***
BEPC- CAP- BEP	0,55	***	0,90	***	0,39	**
Bac	Réf.		Réf.		Réf.	
Au-dessus du bac	- 0,20		- 0,49		- 0,23	
<b>Niveau de vie (1)</b>						
Premier quintile	0,63	***	0,99	***	0,42	**
Deuxième quintile	0,31	***	0,54	***	0,15	
Troisième quintile	Réf.		Réf.		Réf.	
Quatrième quintile	- 0,21	*	- 0,19		- 0,14	
Cinquième quintile	- 0,48	***	0,00		- 0,73	***

1. Le niveau de vie est le revenu total du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation.

Lecture : \* indique une probabilité significative au seuil de 10 %, \*\* indique une probabilité significative au seuil de 5 %, \*\*\* indique une probabilité significative au seuil de 1 %. L'absence de signe indique que la situation pour la modalité en question n'est pas significativement différente de celle de référence au seuil de 10 %. La variable expliquée est le fait pour un enfant d'être en retard d'au moins un an par rapport à l'âge normal de la classe où il se trouve (cf. tableau 1).

Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.

Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

de 1,41. Il est de 1,60 si les deux autres variables ne sont pas prises en compte. De même, l'écart des coefficients entre les enfants des ménages les plus riches et les enfants des plus pauvres est de 1,11 dans le modèle global, contre 1,56 dans une régression ne prenant en compte que le revenu. Cependant, dans les deux cas, les deux facteurs conservent un impact important sur le retard, d'une ampleur assez semblable.

La situation est plus inattendue pour la profession, puisque les écarts auraient tendance à s'inverser. En effet, à diplôme et revenu donnés, le retard scolaire serait plus fréquent pour les enfants de cadres. Les enfants d'artisans et de commerçants seraient au contraire bien moins souvent concernés et les enfants d'ouvriers et d'employés seraient dans une situation plutôt favorable. C'est un résultat assez surprenant, dont il convient de souligner la fragilité, après quelques contrôles supplémentaires (en dehors de la précaution classique consistant à remarquer le caractère un peu artificiel de la comparaison entre un cadre sans diplôme et très pauvre avec un ouvrier dans la même situation). Les écarts sont faibles et n'apparaissent plus vraiment significatifs quand on distingue les pères et les mères séparément. Par ailleurs, les analyses sans pondération conduisent à une absence d'écarts significatifs entre professions dans le modèle global (en revanche, les écarts selon le diplôme et le revenu varient très peu et restent significatifs). De même, retirer les individus ayant une très forte pondération fait disparaître ces écarts. Cependant, même s'il ne faut pas accorder trop d'importance à cette inversion des inégalités, la prise en compte du diplôme et du revenu tend à montrer le rôle assez mineur de la profession des parents dans les inégalités de parcours scolaires.

### **L'effet « compétence » persiste à milieu social donné**

Les compétences parentales sont fortement corrélées avec ces trois indicateurs classiques du milieu social. En effet, plus de la moitié (55 %) des enfants dont les parents ont au mieux le CEP se trouvent dans le premier quartile de compétences parentales (avec le score global). La proportion n'est que de 5 % si le parent a un diplôme de l'enseignement supérieur. Le coefficient de détermination ( $R^2$ ) de la régression du score global par le revenu du ménage, la profession et le diplôme des parents est de 38,6 %. En ne retenant que le diplôme, on atteint déjà 30,8 %. On peut donc se demander si la rela-

tion entre compétences des parents et scolarité des enfants ne renvoie pas aux inégalités plus connues entre la réussite scolaire et l'origine sociale ou les revenus. En effet, dans la régression logistique de l'indicateur de retard scolaire par toutes ces caractéristiques (13), le lien entre les compétences et le retard scolaire diminue sensiblement (cf. tableau 9). Concernant les compétences en lecture, il reste significatif pour les mères, en diminuant de moitié (on passe d'un coefficient de - 0,47 dans le modèle du tableau 4 à - 0,21). En revanche, il est proche de 0 (- 0,07) et non significatif pour les pères. D'ailleurs, une régression logistique précédente (cf. tableau 4) montrait déjà un effet moins fort des compétences en lecture concernant les pères. En calcul, les coefficients restent significatifs tant pour les pères que pour les mères, mais à un niveau moindre : pour les mères, - 0,18 dans le modèle global contre - 0,24 et - 0,38 contre - 0,49 pour les pères (cf. tableaux 4 et 9). Dans un modèle alternatif, nous avons utilisé uniquement le score global dans les trois compétences : le coefficient passe de - 0,72 (cf. tableau 4) à - 0,41 (toujours sans écart entre pères et mères, quand on ne distingue pas le type de compétences). Ainsi, même moins forte, la corrélation entre les compétences parentales et le retard scolaire des enfants reste significative et la spécialisation selon le sexe se confirme.

Les coefficients relatifs au milieu familial (diplôme, profession, niveau de vie) sont eux aussi modifiés par la prise en compte des compétences : l'inversion de la relation pour la profession se confirme et l'écart se creuse entre les artisans-commerçants et surtout les ouvriers d'une part, et les professions intermédiaires et cadres supérieurs d'autre part (14). L'écart selon le diplôme se réduit assez sensiblement : de - 1,41, l'écart entre les groupes extrêmes passe à - 0,96. L'évolution est en revanche assez tenue pour le revenu : l'écart entre le premier et dernier quintile est de 1,01 contre 1,11 dans le modèle précédent. Cela signifie donc qu'une

13. On a tenu compte des résultats de la première partie pour intégrer les compétences de la façon la plus précise possible : on garde la forme continue pour les scores en lecture et en calcul, mais on se contente du repérage du dernier quartile pour la compréhension orale ; de plus, on teste à nouveau des effets croisés selon le sexe du parent interrogé. Il est peu usuel de mêler les pères et les mères dans ce type de modèle (l'idée étant que l'écart entre un père cadre et un père ouvrier n'est pas le même qu'entre une mère cadre et une mère ouvrière... ou un père ouvrier). Des régressions complètement distinctes pour les pères et pour les mères ont été construites et ne changent pas les commentaires présentés ici.

14. En effet, les ouvriers sont en moyenne moins « compétents » que les cadres (même en contrôlant le diplôme et le revenu) : contrôler cette différence de compétences (liée significativement avec le retard scolaire, on vient de le voir) va donc jouer en leur faveur dans le modèle global.

partie de l'influence du diplôme, indicateur classique mais composite du « capital culturel », peut s'expliquer par un écart de compétences entre les parents ayant des certifications scolaires plus ou moins élevées. Un parent peu diplômé, moins compétent, aurait plus de difficulté à aider son enfant dans son travail scolaire. Cependant, la corrélation entre le diplôme et le

retard scolaire est loin de disparaître. Une autre mesure des compétences, plus précise et élargie à d'autres domaines, pourrait réduire encore cet écart, mais on peut aussi supposer que le « capital culturel » mesuré par le diplôme renvoie à d'autres aspects, comme la connaissance des rouages du système éducatif ou la transmission de valeurs proches des attentes scolaires.

Tableau 9  
Retard scolaire des enfants selon le milieu parental et les compétences (régression logistique)

	Ensemble	
	Coef.	Sign.
<b>Constante</b>	- 5,89	***
<b>Âge de l'enfant</b>	0,33	***
<b>Âge du parent</b>		
35 ans ou moins	0,77	***
De 36 à 40 ans	0,49	***
De 41 à 45 ans	0,41	***
Plus de 45 ans	Réf.	
<b>Pays de naissance</b>		
France	- 0,08	
Étranger	Réf.	
<b>Sexe du parent</b>		
Mère	0,32	***
Père	Réf.	
<b>Sexe de l'enfant</b>		
Fille	0,56	***
Garçon	Réf.	
<b>Profession</b>		
Aucune ou inconnue	- 0,21	
Agriculteur	- 0,66	
Artisan- commerçant	- 0,79	***
Cadre supérieur	0,16	
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	- 0,30	**
Ouvrier	- 0,39	***
<b>Diplôme</b>		
Aucun ou CEP	0,80	***
BEPC-CAP-BEP	0,35	**
Bac	Réf.	
Supérieur au bac	- 0,16	
<b>Niveau de vie (1)</b>		
Premier quintile	0,58	***
Deuxième quintile	0,30	**
Troisième quintile	Réf.	
Quatrième quintile	- 0,23	*
Cinquième quintile	- 0,43	***
<b>Score en lecture (Réf. = M)</b>	- 0,21	***
<b>Score en lecture (Dif = P)</b>	0,14	
<b>Score en calcul (Réf. = M)</b>	- 0,18	***
<b>Score en calcul (Dif = P)</b>	- 0,20	**
<b>Compréhension orale</b>		
Trois premiers quartiles	Réf.	
Quatrième quartile	- 0,26	**

1. Le niveau de vie est le revenu total du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation.

Lecture : \* indique une probabilité significative au seuil de 10 %, \*\* indique une probabilité significative au seuil de 5 %, \*\*\* indique une probabilité significative au seuil de 1 %. L'absence de signe indique que la situation pour la modalité en question n'est pas significativement différente de celle de référence au seuil de 10 %.

La variable expliquée est le fait pour un enfant d'être en retard d'au moins un an par rapport à l'âge normal de la classe où il se trouve (cf. tableau 1).

Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.

Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

Il convient donc de pousser plus loin l'analyse en ajoutant un certain nombre d'autres facteurs (cf. tableau 10). Le questionnaire contient des données mesurant de façon différente les notions présentées dans la problématique : le milieu social, les conditions de vie, le capital culturel. L'introduction dans l'analyse de ces nouvelles caractéristiques pourrait changer l'évaluation du lien entre compétences parentales et scolarité des enfants. En effet, la régression du score global sur l'ensemble des caractéristiques utilisées (cf. tableau 10) est créditée d'un coefficient de

détermination de 43,4 %. La prise en compte de ces caractéristiques, liées à la fois aux compétences et à la scolarité des enfants risque donc de diminuer la corrélation observée entre ces deux variables.

Pour évaluer les conditions de vie, la taille du ménage a été prise en compte et elle apparaît liée positivement avec le risque pour un enfant de prendre du retard à l'école. Alternativement à la taille du ménage, une régression avec le nombre d'enfants de moins de 18 ans dans le

Tableau 10  
Retard scolaire des enfants en fonction de différentes caractéristiques (régression logistique)

	Ensemble	
	Coefficient	Sign.
<b>Constante</b>	- 6,73	***
<b>Age de l'enfant</b>	0,34	***
<b>Âge du parent</b>		
35 ans ou moins	0,64	***
De 36 à 40 ans	0,43	***
De 41 à 45 ans	0,34	***
Plus de 45 ans	<i>Réf.</i>	
<b>Pays de naissance</b>		
<i>France</i>	<i>Réf.</i>	
Étranger	- 0,05	
<b>Sexe du parent enquêté</b>		
<i>Mère</i>	<i>Réf.</i>	
Père	0,27	***
<b>Sexe de l'enfant</b>		
<i>Fille</i>	<i>Réf.</i>	
Garçon	0,58	***
<b>Profession</b>		
Aucune ou inconnue	- 0,29	
Agriculteur	- 0,70	*
Artisan- commerçant	- 0,77	***
Cadre supérieur	0,15	
<i>Profession intermédiaire</i>	<i>Réf.</i>	
Employé	- 0,37	***
Ouvrier	- 0,46	***
<b>Diplôme</b>		
Aucun ou CEP	0,58	***
BEPC- CAP- BEP	0,25	*
<i>Bac</i>	<i>Réf.</i>	
Au- dessus du bac	- 0,25	
<b>Niveau de vie (1)</b>		
Premier quintile	0,39	***
Deuxième quintile	0,22	*
<i>Troisième quintile</i>	<i>Réf.</i>	
Quatrième quintile	- 0,18	
Cinquième quintile	- 0,27	*
<b>Type de famille</b>		
<i>Couple</i>	<i>Réf.</i>	
Famille monoparentale	0,24	*
<b>Nombre de personnes dans le ménage</b>	0,16	***
<b>Présence d'un ordinateur</b>		
<i>Non</i>	<i>Réf.</i>	
Oui	- 0,33	***
<b>Difficultés scolaires</b>		
<i>Dit ne pas en avoir eu</i>	<i>Réf.</i>	
Dit en avoir eu	0,34	***

ménage a été effectuée, mais le coefficient est alors bien plus faible et non significatif. Ce n'est donc sans doute pas parce que les parents de familles nombreuses ont un profil particulier que leurs enfants réussissent moins bien, mais plutôt parce que la surpopulation crée des conditions de vie plus difficiles. Par ailleurs, on a aussi construit une régression qui prend en compte le fait qu'un autre membre de la fratrie a redoublé : le coefficient associé à cette variable est positif et assez élevé (0,46). Cette variable n'a cependant pas été retenue dans le modèle principal car ce résultat indique sans doute simplement que les mêmes causes produisant les mêmes effets, si, toutes choses par ailleurs, l'enfant a redoublé, c'est sans doute du fait de l'existence de caractéristiques inobservées, qui ont aussi accru les chances de ses frères et sœurs de redoubler. Il est cependant possible aussi que le redoublement d'un membre de la fratrie ait pu aussi « servir d'exemple » et facilite l'acceptation du redoublement pour les suivants. Par ailleurs, les personnes qui déclarent que le ménage a dû se priver dans le domaine de l'éducation (la question est aussi posée pour l'alimentation, l'habillement, le logement, etc.) ont des enfants qui redoublent plus souvent. Deux interprétations sont possibles pour cette corrélation. Cela peut être le signe d'une cer-

taine lucidité de la personne : à conditions matérielles données (on fixe le niveau de revenu), le ménage a effectivement restreint son investissement dans l'éducation des enfants et cela a eu comme conséquence le redoublement de l'un d'entre eux. Ou bien, c'est la survenue du redoublement d'un enfant qui amène certaines personnes à se rendre compte des handicaps que leurs enfants ont dû supporter du fait de la situation financière du ménage.

À mi-chemin entre les conditions de vie et le capital culturel « immatériel », les biens « culturels », comme les livres ou l'ordinateur, peuvent favoriser la scolarité des enfants. Dans notre étude, la présence d'un ordinateur est effectivement associée à une proportion plus faible de retard scolaire. En revanche, le nombre de livres possédés par le ménage a été exclu du modèle, car n'apportant pas d'information significative. En effet, la corrélation brute entre cette variable et le retard est nette, mais semble pouvoir être expliquée par les autres variables utilisées ici comme les pratiques de lecture et les compétences.

Alors que la prise en compte de la scolarité des parents cible généralement la fin du parcours scolaire, en utilisant le plus haut diplôme

Tableau 10 (suite)

	Ensemble	
	Coefficient	Sign.
<b>Redoublement au primaire du parent</b>		
<i>Pas de redoublement</i>	<i>Réf.</i>	
1 redoublement	0,06	
2 redoublements ou plus	0,27	*
<b>Lecture de quotidien par le parent</b>		
Souvent	- 0,11	
Parfois	- 0,35	***
Jamais	<i>Réf.</i>	
<b>Loisirs</b>		
Moins de 5 activités citées	0,51	***
De 5 à 7 activités citées	0,50	***
7 activités citées ou plus	<i>Réf.</i>	
<b>Score en lecture (Réf. = M)</b>	- 0,12	
<b>Score en lecture (Dif = P)</b>	0,10	
<b>Score en calcul (Réf. = M)</b>	- 0,14	*
<b>Score en calcul (Dif = P)</b>	- 0,20	*
<b>Compréhension orale</b>		
<i>Trois premiers quartiles</i>	<i>Réf.</i>	
Quatrième quartile	- 0,24	**
1. Le niveau de vie est le revenu total du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation.		

Lecture : \* indique une probabilité significative au seuil de 10 %, \*\* indique une probabilité significative au seuil de 5 %, \*\*\* indique une probabilité significative au seuil de 1 %. L'absence de signe indique que la situation pour la modalité en question n'est pas significativement différente de celle de référence au seuil de 10 %.

La variable expliquée est le fait pour un enfant d'être en retard d'au moins un an par rapport à l'âge normal de la classe où il se trouve (cf. tableau 1).

Champ : enfants de 7 à 18 ans vivant chez leurs parents en France métropolitaine.

Source : enquête Information et Vie Quotidienne 2004, Insee.

obtenu, les données d'IVQ montrent l'importance du début de la scolarité. Environ les deux cinquièmes des enfants ont un parent qui reconnaît avoir connu des difficultés scolaires. Elles sont généralement précoces : un quart d'entre elles sont apparues dès le CP, un tiers durant une autre classe du primaire et un quart en 6<sup>e</sup> ou en 5<sup>e</sup>. Les enfants ayant de tels parents redoublent sensiblement plus que les autres, même quand on contrôle le diplôme, les compétences et les autres variables utilisées ici. Il en va de même, à un moindre degré, du redoublement des parents en primaire, signe de difficulté précoce. Les enfants dont un parent a redoublé ont significativement plus de chance de redoubler eux-mêmes. Les parents ayant redoublé accepteraient plus facilement le redoublement de leur enfant. Cela expliquerait aussi en partie le résultat relatif à la présence d'un membre de la fratrie lui aussi en retard scolaire : certaines familles auraient une vision plus positive que d'autres du redoublement.

Le parcours scolaire des enfants est également lié aux pratiques culturelles des parents. La lecture d'un quotidien et en général le nombre d'activités que pratiquent les parents favorisent une scolarité sans redoublement. Concernant les activités, le résultat est à peu près le même si l'on isole les pratiques les plus proches d'une vision « classique » de la culture (lire, aller au cinéma, aller au musée) ou celles qui en sont plus éloignées (faire du sport, aller à la chasse, faire du tricot).

Une variante non aboutie tentait de prendre en compte la « vision » de l'école. Trois questions permettent de cerner les souvenirs que garde la personne interrogée au sujet de l'école « *l'école lui a-t-elle appris des choses utiles pour la vie professionnelle ?* », par exemple. On peut donc isoler les personnes qui ont une vision positive de l'école (les plus nombreuses) de celles qui ont une vision plus négative. Les parents ayant une vision négative de l'école sont moins diplômés et moins compétents que les autres. En revanche, quand on contrôle ces facteurs, leurs enfants ne redoublent pas plus souvent que les autres.

La prise en compte de tous ces facteurs (âge, sexe, pays de naissance, diplôme et profession du parent interrogé, niveau de vie, taille du ménage, pratiques culturelles) modifient légèrement les relations entre le retard scolaire et les variables utilisées auparavant. Les coefficients associés aux parents les moins diplômés diminuent en lien avec l'introduction d'indicateurs

plus fins concernant cette population (difficulté précoce, redoublement au primaire). Les coefficients associés aux tranches de niveau de vie se resserrent aussi un peu : l'écart entre tranches extrêmes n'est plus que de 0,66 contre 1,01 dans la précédente analyse. La prise en compte de la taille du ménage explique la plus grande part de cette diminution. En effet, un faible niveau de vie signale de très faibles ressources, mais aussi un grand nombre de personnes pour des ressources peu élevées. Les écarts de niveau de vie peuvent donc correspondre non seulement à des difficultés financières (manque de moyens pour acheter des livres par exemple), mais aussi être le signe d'un surpeuplement, que mesure plus directement le nombre de personnes au sein du ménage.

Les coefficients associés aux compétences diminuent un peu par rapport au modèle précédent (cf. tableau 9). C'est surtout net pour le coefficient associé aux compétences en lecture : il passe de - 0,21 pour les mères à - 0,12 et n'est plus significatif au seuil de 10 %. Une analyse plus fine montre que c'est essentiellement la prise en compte des pratiques de lecture qui est à l'origine de cette baisse : les mères compétentes en lecture ont plus souvent des enfants sans retard scolaire, parce qu'elles lisent plus que les autres. Le coefficient du score moyen dans les trois disciplines passe de - 0,41 pour les mères à - 0,26 et reste significatif au seuil de 1 %. Il est pour les pères de - 0,34 (l'écart de 0,08 avec les mères n'est cependant pas considéré comme significatif). Ce coefficient donne la différence en termes de retard scolaire entre deux enfants séparé par un écart-type de compétences parentales. Cette différence est à peu près du même ordre que celle que l'on observe entre les niveaux de diplôme successifs ou entre des quintiles de revenus consécutifs.

\* \*  
\*

Cette analyse tend à montrer que les inégalités de réussite scolaire ont des origines assez variées. Si la profession des parents semble jouer un rôle assez faible, le capital économique et le capital culturel sont par contre fortement liés aux trajectoires scolaires. L'influence du capital culturel est sans doute trop grossièrement résumée par celle des diplômes des parents : des caractéristiques plus fines, comme les pratiques de lecture ou les difficultés scolaires précoces des parents, donnent aussi une information intéressante. De plus, les compétences parentales jouent aussi un rôle direct sur la réussite scolaire des enfants,

sans doute grâce à l'aide que les parents les plus compétents peuvent apporter à leurs enfants. Ce résultat pourrait justifier des actions de formations à destination des parents pour améliorer leurs compétences, à l'exemple du dispositif

mis en place dans l'académie de Créteil pour les parents en difficulté (*La Lettre de l'Éducation*, 2008). Les parents seraient ainsi mieux à même d'aider leurs enfants dans leur travail et de favoriser ainsi leur réussite scolaire. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Berstein B. (1975)**, *Langage et classe sociale. Codes socio-linguistiques et contrôle social*, Édition de Minuit, Paris.

**Boudon R. (1973)**, *L'inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*, Armand Colin, Paris.

**Bourdieu P. et Passeron J.-C. (1964)**, *Les héritiers. Les étudiants et la culture*, Mouton, Paris.

**Bourny G., Fumel S., Monnier A.-L. et Rocher T. (2004)**, « Les élèves de 15 ans. Premiers résultats de l'évaluation internationale PISA 2003 », *note d'évaluation*, n° 12, ministère de l'Éducation nationale.

**Caille J.-P. et Rosenwald F. (2006)**, « Les inégalités de réussite à l'école élémentaire : construction et évolution », *France Portrait Social*, Insee, pp. 115-137.

**Cerc (2004)**, *Les Enfants pauvres en France*, La Documentation française, Paris.

**Crahay M. (1996)**, *Peut-on lutter contre l'échec scolaire*, De Boeck Université, Bruxelles.

**Cosnefroy O. et Rocher T. (2005)**, « Le redoublement au cours de la scolarité obligatoire : nouvelles analyses, mêmes constats », *Les dossiers d'Éducation et Formations*, n° 70, ministère de l'Éducation nationale.

**Degorre A et Murat F. (2009)**, « La mesure des compétences des adultes, un nouvel enjeu pour la statistique publique », *Économie et statistique*, ce numéro.

**Duru-Bellat M. (2002)**, *Les inégalités sociales à l'école. Genèse et mythes*, PUF, Paris.

**Duru-Bellat M. et Mingat A. (1993)**, *Pour une approche analytique du fonctionnement du système éducatif*, PUF, Paris.

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

**Goux D. et Maurin É. (2000)**, « La persistance du lien entre pauvreté et échec scolaire », *France Portrait Social*, Insee, pp. 87-98.

**Goux D. et Maurin É. (2003)**, « Surpeuplement du logement et retard scolaire des enfants », *Données Sociales*, Insee, pp. 455-459.

**Gouyon M. (2004)**, « L'aide aux devoirs apportée par les parents », *Insee Première*, n° 996.

**Grisay A. (1997)**, « Évolution des acquis cognitifs et socio-affectifs des élèves au cours des années de collèges », *Les dossiers d'Éducation et Formations*, n° 88, ministère de l'Éducation nationale.

**Ined (1970)**, *Population et l'enseignement*, PUF, Paris.

**Jeantheau J.-P. et Murat F. (1998)**, « Observation à l'entrée au CP des élèves du « panel 1997 » », *Note d'information*, n° 98.40, ministère de l'Éducation nationale, de la Recherche et de la Technologie, direction de la Programmation et du Développement.

**La Lettre de l'Éducation (2008)**, n° 612, 24 novembre 2008.

**Merllié D. et Monso O. (2007)**, « La destinée sociale varie avec le nombre de frères et sœurs », *France Portrait Social 2007*, Insee, pp. 135-153.

**Meuret D. et Morlaix S. (2006)**, « L'influence de l'origine sociale sur les performances scolaires : par où passe-t-elle ? », *Revue française de sociologie*, vol. 47, n° 1, pp. 49-79.

**Murat F. et Rocher T. (2009)**, « Création d'un score global dans le cadre d'une épreuve adaptative », *Économie et Statistique*, ce numéro.

**Place D. et Vincent B. (2009)**, « L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômés et les compétences », *Économie et Statistique*, ce numéro.

**Poncet P. (2000)**, « Les facteurs de réussite au début du collège d'après les panels d'élèves entrés en sixième en 1989 et 1995 », *Note d'information*, n° 00.54, ministère de l'Éducation nationale.

**Rawls J. (1987)**, *Théorie de la justice*, Seuil, Paris.

**Rosenwald F. (2006)**, « Les filles et les garçons dans le système éducatif », *Note d'information*,

n° 06.06, ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche, direction de l'Évaluation et de la Prospective.

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

**Vallet L.-A. et Caille J.-P. (1996)**, « Les élèves étrangers ou issus de l'immigration dans l'école et le collège français. Une étude d'ensemble », *Les dossiers d'Éducation et Formations*, n° 67, ministère de l'Éducation nationale, DEP, 154 pages.