

Les inégalités de compétences à la fin des études

Inequalities in Skills at the End of Education

Fabrice Murat*

Résumé – Les évaluations de compétences en milieu scolaire, comme celles menées avec PISA, sont bien connues et montrent des écarts importants entre élèves selon la profession des parents, l'origine géographique ou le sexe, à la fin de l'école primaire ou à la fin du collège. Cet article, à l'aide d'enquêtes comportant une évaluation de compétences auprès de jeunes adultes de 18 à 29 ans (IVQ et PIAAC), mesure ces inégalités à un moment moins étudié, la fin des études. Ces jeunes ont des compétences plus élevées que les personnes plus âgées, mais avec une forte variabilité, en particulier selon le diplôme. Leurs compétences sont liées à leur origine sociale, leur sexe et leur origine géographique et renvoient en partie, mais en partie seulement, aux inégalités de niveau d'études, connues depuis longtemps. Les inégalités apparaissent en France d'une ampleur équivalente à ce qui est observé dans les autres pays de l'OCDE ; en France comme ailleurs, elles sont proches de ce qui est observé à 15 ans.

Abstract – *School-based skills assessments, such as those conducted with PISA, are well established and show significant differences between students depending on their parents' occupation, geographical origin and gender, at the end of primary school or at the end of secondary school. This article, using surveys that include an assessment of skills among young adults aged 18 to 29 years (IVQ and PIAAC), looks at these inequalities at a less commonly studied time: the end of education. These young people have higher skills than older people, but with high variability, especially depending on the qualification. Their skills are linked to their social background, gender and geographical origin and partly, but only partly, to long-known educational inequalities. At the end of education, the inequalities in skills observed in France are on the same scale as those observed in other OECD countries; in France and elsewhere, they are close to what is observed at age 15.*

Codes JEL / JEL Classification : I21, I24

Mots-clés : inégalité, enseignement, compétences

Keywords: inequality, education, competencies

*DEPP (fabrice.murat@education.gouv.fr)

L'auteur remercie les deux rapporteurs anonymes, dont les remarques ont permis d'améliorer la qualité de cet article.

Reçu en février 2020, accepté en avril 2021.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Murat, F. (2021). Inequalities in Skills at the End of Education. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 528-529, 47-61.

doi: 10.24187/ecostat.2021.528d.2060

Les inégalités d'éducation peuvent être étudiées sous différents angles, notamment celui du parcours scolaire (orientation dans les différentes filières, obtention d'un diplôme, etc.) ou de l'acquisition de compétences (en français et en mathématiques, par exemple), ces dimensions étant en partie liées. Cet article s'intéresse aux inégalités à la fin des études, en particulier avec une analyse en termes de compétences qui a rarement été menée pour ce moment de la scolarité¹.

En effet, pendant longtemps, c'est l'étude du parcours scolaire et des diplômes obtenus qui a été privilégiée dans l'analyse des inégalités à l'école. L'intérêt de cette perspective tient sans doute à ce que, dans la lignée des analyses de Bourdieu, les écarts de parcours scolaire selon la profession des parents permettent l'analyse de la reproduction des classes sociales d'une génération à l'autre. Les travaux sur les inégalités scolaires s'inscrivent ainsi souvent dans la perspective de la mobilité sociale (Goux & Maurin, 1997a ; Vallet, 1999 ; plus récemment, Godin & Hindriks, 2018).

Dans la perspective ciblant le parcours scolaire, les travaux sur l'enquête Formation et Qualification Professionnelle ou sur l'enquête Emploi ont permis de décrire l'évolution des inégalités d'accès au diplôme au cours du XX^e siècle. Ces études mettent toutes en évidence l'allongement important des études pour l'ensemble des élèves, que l'on désigne souvent par le terme de « démocratisation quantitative », mais divergent sur l'évolution des inégalités sociales, la « démocratisation qualitative ». Pour certains (Goux & Maurin, 1995 ; 1997b), la démocratisation de l'enseignement a été uniforme : tous les milieux sociaux ont bénéficié également de l'allongement des études, maintenant les inégalités sociales au même niveau. D'autres mettent en évidence une légère réduction des inégalités de niveau d'études selon la profession des parents (Thélot & Vallet, 2000 ; Albouy & Tavan, 2007). Cette amélioration a cependant aussi été débattue, du fait de l'élargissement de l'accès au baccalauréat et à l'enseignement supérieur : les inégalités sociales se seraient en fait simplement déplacées d'un niveau d'éducation au niveau suivant (Duru-Bellat & Kieffer, 2000). De plus, pour un niveau d'études donné, les différences de recrutement social sont très nettes entre filières, par exemple entre séries du baccalauréat ou entre formations du supérieur, et ne semblent pas s'être atténuées, ce qui amène Merle (2000) à parler de « démocratisation ségrégative ».

Étudier directement les compétences et les connaissances des élèves permet de s'affranchir en partie des effets de l'évolution du système éducatif en termes d'offre de formation. D'ailleurs, de plus en plus, les recherches dans ce domaine se fondent sur ce type de données : l'enquête PISA (Programme international pour le suivi des acquis des élèves) de l'OCDE est ainsi devenue une référence incontournable pour évaluer les systèmes éducatifs à la fin de la scolarité obligatoire. L'enquête Cedre (Cycle des évaluations disciplinaires réalisées sur échantillon) de la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP) fournit depuis 2003 des indicateurs sur la maîtrise des programmes scolaires, en mathématiques et en lecture, mais aussi en langues étrangères, en histoire-géographie et en sciences, à la fin de l'école primaire et à la fin du collège. Cet intérêt pour les compétences se justifie par le souhait de mesurer plus directement si les objectifs de l'école sont atteints, mais aussi par la recherche d'une image plus précise du « capital humain » (Hanushek *et al.*, 2015). Ces enquêtes fournissent généralement des indicateurs sur l'efficacité des systèmes éducatifs (en termes de réussite des élèves), mais aussi sur leur degré d'équité, en particulier selon le milieu social. Ainsi, les résultats de PISA ont mis en lumière le positionnement moyen de la France en termes de performance, mais surtout un niveau très élevé d'inégalités sociales.

D'après l'enquête PISA, la France est en effet l'un des pays où la différence de scores de compétences entre les élèves issus de milieux très défavorisés et ceux issus de milieux très favorisés est la plus grande, l'accroissement des inégalités sociales en France ayant eu lieu dans les années 2000. En 2000, en compréhension de l'écrit, la France se situait un peu au-dessus de l'ensemble des pays de l'OCDE en matière d'inégalité sociales : la variation d'une unité de l'indice de statut économique, social et culturel (SESC)² y était associée à une augmentation des performances en lecture de 44 points contre 39 pour l'ensemble de l'OCDE (l'écart-type du score étant fixé à 100) ; 9 ans plus tard, l'effet du milieu d'origine est passé à 51 points en France contre 38 dans l'ensemble des pays de l'OCDE (Fumel *et al.*, 2010). L'évolution a

1. Un autre article (Murat, à paraître) également sur les compétences des jeunes à la fin de leurs études et à partir des mêmes sources, traite la question du niveau moyen et de la dispersion brute des résultats.

2. Cet indice, construit par l'OCDE à partir des réponses des élèves au questionnaire biographique de l'enquête, combine des informations sur la profession et le niveau d'études des parents, avec des informations sur les biens disponibles dans le foyer, éducatifs (dictionnaires...), culturels (livres...) ou signalant plutôt le niveau de vie (lave-vaisselle, voiture...).

été encore plus nette pour les compétences en mathématiques (Keskpaik & Salles, 2013) : en 2003, la variation d'une unité de l'indice SESC était associée à une augmentation de score de 43 points contre 39 points dans l'ensemble de l'OCDE ; en 2012, l'augmentation de score liée à une variation d'une unité de l'indice SESC est passée à 57 points en France et est restée stable dans l'ensemble de l'OCDE. Concernant le score de compréhension de l'écrit, 28.1 % de la variance en 2009 sont expliqués par les caractéristiques des élèves en France, contre 22.1 % dans l'ensemble de l'OCDE (OCDE, 2011). Pour le score en mathématiques, la part de variance expliquée par les caractéristiques détaillées des élèves est de 29.9 % en 2012, contre 21.0 % dans l'ensemble des pays de l'OCDE (OCDE, 2013). Les derniers résultats de PISA ont montré une stabilité des inégalités entre la fin des années 2010 et aujourd'hui (Chabanon *et al.*, 2019). Le même niveau de corrélation (environ 30 % de variance des performances expliqués par les caractéristiques des élèves) a été observé en fin de troisième, sur le panel d'élèves entrés en 6^e en 2007 suivi par la DEPP, avec des évaluations de compétences dans divers domaines et une description du milieu familial très précise (Ben Ali & Vourc'h, 2015).

Cependant, à 15 ans ou en fin de 3^e, les élèves sont encore loin d'avoir fini leurs études et peuvent suivre dans l'enseignement secondaire et dans l'enseignement supérieur des parcours très différents selon leur milieu social. Malheureusement, il n'y a presque aucune opération statistique d'évaluation de compétences après la 3^e, en France en tout cas (excepté une évaluation en lecture lors des Journées Défense et Citoyenneté suivies par tous les jeunes de nationalité française de 17 ans, mais aucune information sur le milieu social n'est recueillie). Nous allons chercher à contourner ce problème en utilisant les enquêtes comportant une évaluation des compétences des adultes. Ce type d'enquête a une histoire encore courte ; depuis le milieu des années 1990, l'OCDE a mené un cycle de trois opérations : *International Adult Literacy Survey* (IALS), *Adult Literacy and Lifeskills Survey* (ALSS) et *Program for the International Assessment of Adult Competencies* (PIAAC) ; la France a organisé sa propre enquête, *Information et Vie Quotidienne* (IVQ), en 2004 et 2011.

Ce travail s'appuiera principalement sur cette dernière, en utilisant ses éditions 2004 et 2011. Cette enquête comportait des exercices en compréhension de l'écrit, calcul et

compréhension orale³. Cela représente un échantillon d'environ 4 400 personnes de 18 à 29 ans, dont 1 100 encore en études, 1 500 les ayant achevées moins de 5 ans avant la date d'enquête et 1 800 depuis 5 ans ou plus. Des résultats complémentaires à partir de PIAAC sont présentés, avec un échantillon plus restreint pour la France (1 700 personnes âgées de 16 à 29 ans), mais une perspective de comparaison internationale intéressante⁴.

Dans une première section, nous allons définir le cadre de cette étude, en précisant ce que nous entendons par inégalités de compétences et de niveau d'études et la méthodologie pour les mesurer. La deuxième section, utilisant IVQ, cherchera à quantifier et décrire les inégalités de compétences chez les jeunes venant de finir leurs études. Elle montrera d'abord le lien fort entre les compétences et le niveau d'études. Les compétences puis le niveau d'études seront ensuite confrontés avec les caractéristiques des jeunes (milieu social, sexe, origine géographique, etc.). Ainsi, après Place & Vincent (2009), il sera possible de relier ces deux traditions des analyses statistiques sur les inégalités sociales à l'école : l'étude du plus haut diplôme atteint (sur le champ des personnes ayant fini leurs études) et l'étude des compétences (rarement menée au-delà du collège)⁵. Malgré une nette convergence, cohérente avec la forte corrélation entre ces deux indicateurs de réussite scolaire, les inégalités ne sont pas identiques. Dans une dernière section, nous étudierons l'évolution temporelle des inégalités de compétences, en comparant IVQ 2004 et IVQ 2011 et en mobilisant PIAAC pour confirmer les résultats et donner une perspective internationale.

1. Mesurer les inégalités de compétences et de niveau d'études

1.1. Quelles inégalités scolaires ?

L'analyse statistique du système éducatif a longtemps été fondée sur des indicateurs relatifs au parcours scolaire (diplômes obtenus, orientation, redoublements). Cependant, avec la massification scolaire, la forte hausse du niveau d'études au cours du 20^e siècle a provoqué des

3. Cette enquête est présentée dans Vallet (2015). On trouvera dans Murat (à paraître) d'autres références sur les évaluations de compétences des adultes et une description plus précise des exercices d'IVQ.

4. PIAAC mesure la « littératie » et la « numératie » avec un protocole différent de celui d'IVQ, mais une confrontation fine a montré une forte convergence des résultats entre les deux enquêtes, notamment en termes de corrélation avec l'âge, le sexe, le diplôme (Jonas *et al.*, 2013).

5. Par rapport au travail de Place & Vincent (2009), cet article a l'avantage de disposer de plus de données (IVQ 2011 et PIAAC 2012) et se distingue aussi par un accent mis sur les jeunes et par ses choix méthodologiques, en particulier concernant la mesure du niveau d'études.

interrogations, souvent inquiètes, sur la valeur des diplômes voire, plus globalement, sur le niveau des élèves, comme l'ont souligné Thélot (1992) ou Baudelot & Establet (1989). C'est pourquoi de plus en plus d'enquêtes sont menées sur les compétences des élèves.

Pour plusieurs raisons, les écarts de compétences ne correspondent pas aux écarts de niveau d'études. D'une part, à niveau d'études donné, une large variation de compétences est généralement observée (deux individus ayant le même diplôme n'ont pas exactement les mêmes compétences). D'autre part, les compétences évaluées ne permettent pas non plus de prédire le plus haut niveau d'études atteint. En effet, outre de possibles erreurs dans la mesure des compétences qui peuvent atténuer la relation, le niveau d'études dépend aussi d'autres facteurs : des compétences non observées, des goûts particuliers, des attentes différentes selon les familles, etc. On observe donc des écarts de compétences à niveau d'études donné et des écarts de niveau d'études à compétences fixées, qui peuvent être liées aux caractéristiques des individus.

D'un point de vue empirique, le lien entre inégalités de niveau d'études et inégalités de compétences a très tôt été interrogé. La perspective longitudinale est pour cela essentielle, permettant de confronter le parcours scolaire (orientation ou niveau d'études final) et le niveau initial des compétences ou d'étudier l'évolution des compétences en fonction des choix d'orientation. Le premier panel d'élèves entrés en 6^e a été mis en place par l'Ined au début des années 1960 ; il a montré que les inégalités sociales d'orientation, à l'époque très précoces, ne pouvaient s'expliquer entièrement par des écarts de compétences (Girard & Bastide, 1963). Les panels suivants, pilotés par les services statistiques du ministère de l'éducation nationale, ont permis d'affiner et de suivre l'évolution des inégalités sociales au collège, mais aussi à l'école primaire (voir Caille, 2017 pour une revue bibliographique de leur utilisation). Les travaux de l'Iredu ont mis en évidence, dans les années 1990, l'accroissement des inégalités sociales de compétences au fil de la scolarité au collège (Duru-Bellat *et al.*, 1993).

Dans cet article, nous allons retenir une approche assez large des inégalités scolaires, sans nous limiter aux inégalités « sociales », c'est-à-dire les inégalités selon le milieu social d'origine et notamment la profession des parents. Ces inégalités sociales restent cependant le facteur dominant dans les analyses théoriques et les résultats empiriques. Les premières études,

prolongeant comme on l'a dit les analyses sur la mobilité sociale, ont beaucoup porté sur la profession des parents (du père en particulier). Cet angle d'analyse demeure très fréquent, sans doute parce que c'est une information assez facile à récupérer (même par les élèves) et qui se trouve dans les systèmes d'information du ministère de l'éducation nationale. Cependant, le capital culturel des familles a aussi été pris en compte, en utilisant le diplôme des parents dans les analyses évoquées plus haut, et celui-ci est apparu souvent plus lié à la réussite scolaire des enfants que la profession des parents. Par la suite, c'est le capital économique, mesuré par le revenu du ménage, qui a été confronté aux résultats scolaires (Goux & Maurin, 2000).

Par nécessité ou par choix, les enquêtes auprès des élèves utilisent parfois d'autres indicateurs du milieu social que le diplôme des parents ou le revenu du ménage : en effet, les élèves ne connaissent pas toujours ces informations de façon fiable. L'enquête PISA par exemple fonde une grande partie de sa mesure du milieu familial sur des questions relatives à la possession de différents biens (voitures, télévisions, ordinateurs, livres, etc.). Dans ce cadre, le nombre de livres dans le logement apparaît comme l'une des variables les plus liées aux résultats scolaires et une question à ce sujet est maintenant souvent incluse dans les enquêtes relatives à l'éducation (PISA, PIAAC, les panels d'élèves de la DEPP). Il faut bien sûr l'interpréter avec précaution : si le fait d'avoir des livres à disposition à la maison peut être un atout en soi pour la réussite scolaire, c'est sans doute aussi le signe d'un certain niveau de revenu (pour acheter et stocker les livres) et d'un certain niveau culturel (s'exprimant dans le choix de cette dépense).

La caractérisation de l'élève est souvent complétée par des informations sur la famille (comme le fait de vivre avec les deux parents, la taille de la fratrie, le rang dans cette fratrie, etc.) ou sur l'élève lui-même (sexe ou origine géographique). L'origine géographique fait l'objet d'études spécifiques dans les travaux français, selon la nationalité et le pays de naissance de l'élève et/ou de ses parents (Vallet & Caille, 1996) et on sait l'importance de la catégorie ethnique dans les études américaines. Le sexe est bien sûr aussi une information souvent mobilisée pour étudier les questions éducatives, parfois croisée avec les inégalités sociales (par exemple, Duru-Bellat *et al.*, 2001).

Nous retenons ici une approche extensive des inégalités scolaires, où les élèves sont caractérisés de façon classique par le diplôme et la

profession des parents, mais également par le type de famille et la taille de la fratrie, l'origine géographique et le sexe.

1.2. Comment mesurer les inégalités scolaires ?

Comme l'ont souligné Godin & Hindriks (2018), les méthodes pour mesurer les inégalités scolaires sont nombreuses (pour une synthèse, voir Felouzis, 2014). En cohérence avec l'approche extensive des inégalités scolaires que nous avons retenue, nous allons privilégier un indicateur global, le coefficient de détermination, le R^2 . Un modèle économétrique va être construit reliant une mesure quantitative de la réussite scolaire à un ensemble de caractéristiques des individus (origine sociale, sexe, etc.) et le R^2 , part de variance expliquée par les facteurs inclus dans le modèle, indique donc l'ampleur des corrélations. Si une seule variable explicative, quantitative, était utilisée, le R^2 correspondrait au carré du coefficient de corrélation avec la variable expliquée. Plus la valeur est proche de 1, plus les inégalités sont fortes. À l'inverse, un indicateur proche de 0 indique des inégalités assez faibles.

Le revers de cet indicateur synthétique, qui permet de comparer simplement des populations différentes (voir encadré) est cependant, comme toute synthèse, une insensibilité aux marges ; de ce fait, il peut regrouper sous une même valeur des situations différentes. Ainsi, un même R^2 peut être associé à des modèles d'une forme différente : pour telle population, le facteur prépondérant sera le capital culturel, mesuré par le diplôme des parents, alors que dans un autre modèle ayant le même R^2 , ce sera le revenu. Même avec un seul facteur (comme dans les analyses faites avec l'indice SESC dans PISA), un R^2 peut renvoyer à des inégalités brutes plus au moins fortes : un même écart de milieu social peut être associé à un écart de score de compétences plus grand dans une population que dans une autre, mais si la dispersion des scores est aussi plus grande dans la première population, le R^2 peut être identique. C'est pourquoi nous présenterons aussi les coefficients associés à chaque variable dans les modèles principaux, concernant IVQ et PIAAC, pour les scores et les indicateurs de niveau d'études. Le problème est bien sûr que certains facteurs sociaux non observés peuvent être plus importants dans une population que dans une autre : le R^2 donnera dans ce cas une vision sous-estimée des inégalités dans la première population⁶. Par ailleurs, l'interprétation du R^2 nécessite aussi de prendre en compte les inégalités en amont. En effet, un même R^2 obtenu avec un même modèle sera

interprété différemment selon qu'il concerne une population très hétérogène (avec par exemple beaucoup de riches et beaucoup de pauvres) ou non (avec une forte classe moyenne) : la dispersion des résultats (l'écart-type du score par exemple) sera moindre dans le deuxième cas.

Cette méthodologie peut être appliquée à des scores de compétences synthétisant les réponses à des exercices ou à l'âge de fin d'études qui, sans être parfaitement continus, sont de nature quantitative. En revanche, le niveau d'études ou le diplôme, variables discrètes, ne se prêtent pas à ce type d'analyse.

Pour comparer les inégalités de compétences et les inégalités de niveau d'études, Place & Vincent (2009), à partir d'IVQ, ont pris le niveau d'études en référence et cherché à présenter les scores de compétences sous une forme comparable : ils ont découpé ces scores en groupes hiérarchisés de taille comparable à la répartition par diplômes. Ils ont ensuite utilisé des régressions logistiques polytomiques ordonnées. Une standardisation inverse a ici été effectuée, en prenant les scores de compétences comme référence et en cherchant à rendre le niveau d'études comparable, sous une forme quantitative. Pour cela, des niveaux d'études sont d'abord définis en tenant compte à la fois du niveau d'éducation atteint et du fait d'avoir obtenu ou non le diplôme correspondant (par exemple, avoir atteint la classe de terminale et avoir obtenu, ou pas, le bac). Puis à chaque niveau d'études est attribué le score global moyen correspondant (les valeurs sont données au tableau 2)⁷. Cette méthode se rapproche des diverses tentatives de présenter le milieu social sous une forme quantitative, comme les indices de PISA (voir par exemple Rocher, 2016, qui a cherché à quantifier les professions des parents disponibles dans les systèmes d'informations du ministère de l'éducation nationale). Ici, la dimension sur laquelle les niveaux d'études sont projetés se réduit à la mesure des compétences. On parlera ensuite dans ce cas du niveau d'études quantifié. D'une

6. Dans le cas d'un modèle linéaire (comme celui utilisé par l'OCDE pour relier les scores de PISA à l'indice SESC), un autre risque de sous-estimation des inégalités peut venir de la forme non linéaire de la relation. Dans cet article, comme toutes les variables explicatives sont qualitatives, le problème ne se pose pas tel quel, mais on peut transposer la critique en envisageant que les regroupements de modalités que nous avons dû faire, compte tenu de l'échantillon assez restreint, ne sont pas optimaux. Les résultats peuvent aussi être sensibles à la distribution de la variable dépendante, quantitative. Les variantes sur la quantification du niveau d'études présentées dans l'Annexe en ligne montrent une certaine robustesse des résultats sur ce point.

7. Il s'agit donc d'une projection des niveaux d'études sur un axe de compétences. La variance de cette variable est donc inférieure à celle du score de compétences d'origine. Afin de faciliter la comparaison, cet indicateur de niveau d'études quantifié a été standardisé, en lui attribuant la même moyenne et le même écart-type que le score de compétences global.

certaines façon, cette modélisation présente les écarts de scores que l'on devrait observer si les compétences à la fin des études se déduisaient directement du niveau d'études. D'autres choix de quantification du niveau d'études sont possibles (prendre l'âge de fin d'études comme référence, régression polytomique), qui donnent des résultats assez similaires (voir l'Annexe en ligne, lien à la fin de l'article). Par ailleurs, des modèles utilisant l'âge de fin d'études seront aussi présentés.

2. Des inégalités de compétences et de niveaux d'études assez similaires

2.1. Un lien fort entre compétences et niveau d'études

Les compétences étant mesurées sur des échelles en partie arbitraires, il est d'usage, surtout quand

plusieurs mesures sont utilisées, de standardiser les données en fixant l'écart-type à 1, les différences entre populations étant ainsi données en pourcentages d'écart-type (points d'écart-type appelés ici plus simplement points)⁸.

Selon IVQ, les 18-29 ans ont des résultats sensiblement meilleurs que les 30-65 ans, plus nettement en lecture qu'en calcul ou en compréhension orale (tableau 1) : en lecture, 40 points les séparent, contre environ 20 points en calcul et en compréhension orale. Cet écart plus grand en lecture tient sans doute au fait que les exercices dans cette compétence étaient plus

8. Pour donner un peu de signification à ces écarts, notons que les individus proches de la moyenne ont réussi à peu près les trois quarts des items proposés lors de l'évaluation des compétences (l'évaluation était assez facile) : ceux qui se trouvent à 50 points en dessous de cette moyenne ont un taux de réussite de 68 % ; à 50 points au-dessus, le taux est de 86 %. Voir Murat (à paraître) pour une description plus précise des exercices.

ENCADRÉ – La comparaison de R^2

Nous présentons ici quelques éléments théoriques permettant de faire de l'inférence statistique sur la base de la comparaison de R^2 . Habituellement, un test de Fisher permet de vérifier que le R^2 est significativement différent de 0, ce qui n'est pas suffisant ici. Le test de Chow (1960) permet de comparer un modèle avec les mêmes variables sur deux populations différentes, mais il est normalement significatif dès qu'un paramètre diffère dans les deux régressions. Il suffit par exemple que la constante soit différente. Or dans ce cas, le R^2 est le même et les inégalités aussi.

Les tests de comparaison entre deux R^2 sont compliqués par le fait que ce sont des indicateurs bornés entre 0 et 1. Dans le cas du coefficient de corrélation de Pearson entre deux variables, Fisher (1921) a proposé une transformation pour corriger ce problème :

$$z = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+\rho}{1-\rho} \right)$$

La variable ainsi obtenue est censée suivre approximativement une loi normale de variance $\frac{1}{N-3}$. Olkin & Finn (1995) ont proposé des solutions pour le R^2 d'un modèle plus général. Ils donnent comme approximation de la variance de l'estimation du R^2 la formule suivante :

$$V(R^2) = \frac{4r^2(1-r^2)^2(n-k-1)^2}{(n^2-1)(n+3)}$$

où r^2 est la valeur observée, n le nombre d'observations et k le nombre de degrés de liberté utilisés par le modèle.

Le deuxième problème concerne la taille des échantillons, parfois assez faible, pour certaines sous-populations. On sait que le R^2 augmente mécaniquement quand on ajoute des variables dans un modèle. Un problème similaire se pose quand on diminue, même de façon aléatoire, la taille de l'échantillon : le modèle va améliorer son pouvoir explicatif, parce qu'il y a moins d'information à expliquer. Pour résoudre ce problème, nous avons retenu la solution utilisée pour corriger le biais évoqué plus haut lors de l'ajout de variables explicatives : le R^2 ajusté, qui ne dépend pas du nombre de variables prises en compte dans le modèle :

$$R_a^2 = 1 - \frac{(1-R^2)(n-1)}{n-k-1}$$

La variance de cet estimateur se déduit assez facilement de celle du R^2 indiquée plus haut (un facteur multiplicatif proche de 1 les distingue).

Nous avons procédé à une vérification empirique de ces formules : parmi les 1 483 répondants à IVQ en 2004 et 2011, nous avons effectué un tirage aléatoire d'une personne sur deux (ce qui donne un échantillon équivalent en taille à ceux de 2004 et 2011 pris isolément), nous avons calculé le R^2 brut et le R^2 ajusté (en utilisant le modèle sur le score global) sur cette population. Cette opération a été répétée 1 000 fois.

Cette simulation confirme la surestimation du R^2 sur de petites populations : alors que la valeur sur les 1 483 observations est de 21.4 %, la moyenne sur les 1 000 sous-échantillons est de 24.2 %, soit un écart de 2.8 points. Le R^2 ajusté fait un peu mieux, mais ne paraît pas tout à fait régler le problème : la valeur sur les 1 483 observations est de 20.2 %, tandis que la moyenne sur les 1 000 sous-échantillons est de 21.8 %, soit un écart de 1.6 point. La formule de Olkin et Finn paraît donner une bonne estimation de la dispersion de l'estimation : pour un échantillon d'environ 700 individus, elle donne une valeur de 2.6 points (voir les valeurs pour IVQ 2004 et IVQ 2011 dans le tableau 3). Or la dispersion des estimations sur les 1 000 sous-échantillons est de 2.7 points.

nombreux, permettant une mesure plus fine et moins bruitée. Pour synthétiser les résultats et fiabiliser la mesure, deux scores globaux ont été construits : l'un combinant les trois domaines, l'autre seulement les résultats en lecture et en calcul. Si le premier score donne une vision large des compétences, le deuxième mesure plus directement les compétences développées à l'école ; c'est pourquoi il sera privilégié dans la confrontation avec le niveau d'études. Les résultats sont extrêmement proches quand on se restreint aux jeunes qui viennent de finir leurs études (plus précisément moins de 5 ans avant l'enquête)⁹.

La hiérarchie des performances selon le plus haut niveau d'études correspond bien à ce qui est attendu en fonction du nombre d'années d'études nécessaire (tableau 2). Les jeunes sortants après une classe de 2nde générale ou technologique

sans aucun diplôme sont 76 points en dessous de la moyenne, ceux ayant obtenu un CAP ou un BEP 3 points au-dessus. Ceux qui ont atteint l'enseignement supérieur ont des performances supérieures (48 points pour les bac+2 ; 96 points pour les bac+3 ou 4 et 112 points au-dessus de la moyenne pour les bac+5). Ce sont ces moyennes qui serviront à quantifier le niveau d'études, comme indiqué plus haut.

9. Nous avons introduit une contrainte d'âge dans notre champ à la fois pour faire une comparaison globale entre les jeunes et les générations plus âgées et pour des raisons plus techniques. D'une part, les jeunes sortants de 16-18 ans n'ont pas été interrogés dans IVQ 2004. Pour assurer une cohérence entre 2004 et 2011, nous avons préféré les retirer de 2011 (ils sont cependant maintenus dans le champ de PIAAC). Les plus de 29 ans ont été exclus, car dans PIAAC l'interrogation sur les études est moins contrainte par le fait qu'il s'agisse de formation initiale : les personnes assez âgées sont nombreuses parmi les sortants ce qui fait penser que l'on récupère de nombreuses reprises d'études. L'impact de ces choix sur la mesure des inégalités semble assez limité (voir note 11).

Tableau 1 – Compétences en lecture, calcul et compréhension orale selon l'âge

	Lecture (L)	Calcul (C)	Compréhension orale (O)	Score global L+C	Score global L+C+O
18-65 ans	0	0	0	0	0
30-65 ans	-0.09	-0.04	-0.04	-0.07	-0.07
18-29 ans	0.30	0.13	0.19	0.24	0.26
18-29 ans ayant fini leurs études moins de 5 ans avant la date d'enquête	0.31	0.15	0.21	0.26	0.29

Lecture : la moyenne et l'écart-type de chaque score ont été fixés respectivement à 0 et 1 sur la population des 18-65 ans. Ainsi, en lecture, les personnes âgées de 30 ans ou plus, avec la valeur -0.09, se situent à 9 % d'écart-type en dessous de la moyenne sur l'ensemble de la population. Le score global L+C est la moyenne des scores en lecture et en calcul (comme il est restandardisé, il ne s'obtient pas en faisant la moyenne des colonnes L et C). Le score L+C+O ajoute la compréhension orale.

Source et champ : Insee, enquêtes IVQ 2004 et 2011 ; personnes de 18 à 65 ans, en France métropolitaine en 2004 et 2011.

Tableau 2 – Compétences en lecture/calcul selon le niveau d'études

	Répartition (%)	Score moyen	Écart-type	S<-0.5	-0.5<S<0	0<S<0.5	S>0.5	Âge de fin d'études
2GT au plus – Sans diplôme	4	-0.76	1.18	60.0	25.5	7.6	6.9	16.9
2GT au plus – Brevet ou +	4	-0.52	0.94	51.5	30.3	12.5	5.7	17.7
CAP/BEP – Non obtenu	6	-0.46	0.92	41.8	23.1	25.7	9.4	17.8
CAP/BEP – Obtenu	14	-0.19	0.88	36.5	21.6	21.5	20.4	18.8
Bac pro. – Non obtenu	2	-0.39	0.61	53.3	13.0	25.4	8.3	19.4
Bac pro. – Obtenu	8	0.14	0.87	18.7	22.6	34.3	24.5	20.1
Bac techno. – Non obtenu	2	-0.19	0.81	25.1	31.6	26.6	16.6	19.5
Bac techno. – Obtenu	4	0.10	1.02	19.9	17.2	32.2	30.7	19.7
Bac gén. – Non obtenu	2	0.07	0.83	20.8	37.6	15.5	26.2	19.0
Bac gén. – Obtenu	3	0.12	1.04	28.1	12.3	17.9	41.7	20.1
Bac+2 – Non obtenu	8	0.31	0.82	12.6	13.2	36.7	37.5	20.9
Bac+2 – Obtenu	16	0.48	0.81	9.5	19.0	21.4	50.1	21.6
Bac+3/4 – Non obtenu	2	0.50	0.84	14.1	18.7	14.2	53.0	22.8
Bac+3/4 – Obtenu	9	0.96	0.79	6.4	6.0	15.3	72.3	22.7
Bac+5	14	1.12	0.85	4.1	4.7	13.1	78.1	24.2
Autres	1	-0.70	1.09	82.5	4.5	10.8	2.2	19.1
Ensemble	100	0.26	1.01	22.1	17.0	21.4	39.5	20.7

Lecture : 4 % des jeunes n'ont pas dépassé une 2nde générale ou technologique sans avoir le brevet. Ils ont un score moyen de -0.76 en lecture/calcul (76 points d'écart-type sous la moyenne) ; 60 % de ces jeunes ont un score inférieur à -0.5.

Source et champ : Insee, enquêtes IVQ 2004 et 2011 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études moins de 5 ans avant la date d'enquête, en France métropolitaine en 2004 et 2011.

La corrélation entre niveau d'études et score de compétences n'est cependant pas parfaite (le coefficient de corrélation entre les deux variables est de 0.57) et environ 10 % des sortants d'un bac+5 (il n'est malheureusement pas possible pour eux de savoir s'ils l'ont validé ou non) ne dépassent pas la valeur 0, soit à peu près la performance moyenne sur l'ensemble de la population. À l'inverse, environ 15 % des jeunes sortis en fin de collège ou au début du second cycle dépassent ce seuil. Néanmoins, parmi ces sortants précoces, beaucoup d'autres ont des performances qui les rapprochent de l'illettrisme (60 % ont ainsi un score inférieur à -0.5 contre 4 % parmi les sortants d'un bac+5). Par ailleurs, même si la proximité des compétences et du niveau d'études implique que les inégalités vont beaucoup se recouper, les écarts de compétences à la fin des études ne sont pas forcément les mêmes que les inégalités classiques selon le diplôme.

2.2. Des inégalités assez semblables pour les compétences et le niveau d'études

Compte tenu de la taille des échantillons, parfois assez restreints pour certaines populations étudiées, nous avons limité le nombre de variables et de modalités. Cependant, même avec une caractérisation assez sommaire du jeune et de son milieu d'origine, les inégalités apparaissent assez importantes (tableau 3) : 27.5 % de la variance du niveau d'études quantifié et un cinquième du score global de compétences et de l'âge de fin d'études peuvent être expliqués par les caractéristiques du jeune. Les inégalités de compétences paraissent un peu plus faibles, mais cette dimension est estimée avec une erreur de mesure non négligeable, ce qui diminue l'ampleur des corrélations. Le R^2 pour le niveau d'études quantifié est aussi sensible à la méthode de quantification utilisée, mais des variantes montrent toutefois une certaine robustesse du résultat à la spécification (voir Annexe en ligne). Le score global utilisant les trois domaines, dont la compréhension orale, présente un niveau d'inégalités très légèrement inférieur à celui utilisant uniquement les résultats en lecture et en calcul, car les écarts en compréhension orale sont moins importants (le R^2 est de 8.5 % contre 14.4 % en calcul et 19.2 % en lecture). L'épreuve de compréhension orale est en effet assez courte, ce qui rend la mesure moins précise, mais c'est aussi le cas de l'épreuve de calcul. C'est sans doute le caractère moins scolaire de la compréhension orale qui explique des inégalités moins marquées.

Comme attendu, des écarts importants pour les compétences, le niveau d'études quantifié ou l'âge de fin d'études apparaissent selon la taille de la fratrie, le diplôme des parents ou leur profession : les jeunes dont le père est diplômé de l'enseignement supérieur ont des performances de 42 points supérieures à celles des jeunes dont le père n'a pas de diplôme, et une année et quart d'études les sépare.

Les jeunes hommes ont un meilleur score que les jeunes femmes : cela tient essentiellement à des performances meilleures en calcul, alors que les résultats sont équivalents en lecture et en compréhension orale. En revanche, les jeunes femmes ont un niveau d'études quantifié plus élevé, qui se traduit par une demi-année d'études en plus.

Le type de famille n'est pas associé à des différences de compétences. En revanche, un déficit de deux tiers d'année d'études est constaté pour les jeunes qui n'ont pas vécu avec leurs deux parents durant l'enfance. Des difficultés matérielles, fréquentes pour les familles monoparentales, ont pu entraver les choix scolaires de ces jeunes.

Les jeunes nés à l'étranger¹⁰ ont des compétences plus faibles que ceux nés en France (d'un tiers d'écart-type environ). L'écart n'est pas significatif pour le diplôme. Concernant l'âge de fin d'études, la situation est inversée : le fait que le jeune soit né à l'étranger est associé à trois quarts d'année d'études en plus ; l'arrivée en France a pu entraîner un décalage dans la scolarité ou des redoublements. Les jeunes nés à l'étranger sont donc dans une situation plus favorable en termes de niveau d'études quantifié qu'en termes de score de compétences. Cela semble cohérent avec les recherches qui, depuis Vallet & Caille (1996), montrent que les enfants issus de l'immigration ont, au sortir de l'école primaire et à compétences données, une scolarité plus ambitieuse que les autres.

Il peut être aussi intéressant de confronter les niveaux de compétences et le niveau d'études quantifié des sortants avec quelques informations sur le déroulement de ces études, en particulier à leur commencement, en contrôlant les variables utilisées dans le modèle précédent (tableau 4). L'interprétation de ces corrélations est bien sûr rendue plus complexe par une possible causalité inverse : les redoublements sont généralement

10. Ce critère d'origine géographique a été préféré à une définition par le pays de naissance des parents car, s'il repère moins d'individus, il donne lieu à des écarts plus importants. Compte tenu de la taille de l'échantillon, il n'était pas possible de combiner ces critères très corrélés entre eux.

Tableau 3 – Modélisation des compétences, du niveau d'études quantifié et de l'âge de fin d'études en fonction des caractéristiques des jeunes

	Score global	Niveau d'études quantifié	Âge de fin d'études
Constante	0.07 ns	0.98 ***	22.40 ***
Sexe (Ref. : Femme)			
Homme	0.10 **	-0.23 ***	-0.58 ***
Vivait avec ses deux parents (Ref. : Oui)			
Non	0.06 ns	-0.27 ***	-0.64 ***
Né en France (Ref. : Oui)			
Non	-0.40 ***	0.08 ns	0.73 ***
Nombre de frères et sœurs (Ref. : 3 ou +)			
Aucun	0.40 ***	0.43 ***	0.89 ***
1	0.38 ***	0.37 ***	0.70 ***
2	0.33 ***	0.18 ***	0.46 ***
Type de logement durant l'enfance (Ref. : Immeuble hors HLM)			
Maison	0.01 ns	-0.14 **	-0.30 *
HLM	-0.21 **	-0.42 ***	-0.67 ***
Diplôme du père (Ref. : Enseignement supérieur)			
Diplôme inconnu	0.30 ns	-0.30 ns	-1.58 **
Pas de diplôme ou CEP	-0.42 ***	-0.57 ***	-1.10 ***
BEPC/CAP/BEP/Bac	-0.13 ns	-0.15 ns	0.05 ns
Diplôme de la mère (Ref. : Enseignement supérieur)			
Diplôme inconnu	-0.25 ns	-0.49 **	-0.76 ns
Pas de diplôme ou CEP	-0.32 ***	-0.37 ***	-0.80 ***
BEPC/CAP/BEP/Bac	-0.12 ns	-0.19 **	-0.40 *
Profession du père (Ref. : Ouvrier)			
Profession inconnue	-0.52 ***	-0.02 ns	0.89 *
Agriculteur-Artisan-commerçant	0.17 **	0.14 *	0.10 ns
Cadre-Profession intermédiaire	0.23 ***	0.24 ***	0.51 ***
Employé	0.11 ns	0.07 ns	0.07 ns
Profession de la mère (Ref. : Ouvrière)			
Profession inconnue	-0.05 ns	0.08 ns	0.51 **
Agricultrice-Artisan-commerçante	-0.19 ns	0.07 ns	0.68 **
Cadre-Profession intermédiaire	0.09 ns	0.16 *	0.77 ***
Employée	0.01 ns	0.14 **	0.48 ***
Population	Effectif	R ² (en %)	
Sortants (18-29 ans ayant fini leurs études depuis moins de 5 ans à la date d'enquête)			
sur 2004 et 2011	1 483	19.7 (1.9)	27.5 (2)
sur 2004	725	20.7 (2.7)	31.3 (2.8)
sur 2011	762	21.8 (2.7)	26.5 (2.7)
en lecture	1 483	19.2 (1.8)	
en calcul	1 483	14.4 (1.7)	
en compréhension orale	1 483	8.5 (1.5)	
du score global	1 483	19.1 (1.8)	
Sortants sans conditions d'âge (personnes de 16 ans et plus ayant fini leurs études depuis moins de 5 ans à la date d'enquête)			
sur 2011	815	21.8 (2.6)	27.2 (2.5)
Jeunes de 16-18 ans			
sur 2011	499	24.6 (3.3)	

Lecture : ce tableau présente les résultats d'un ensemble de régressions linéaires du score combiné en lecture et en calcul, du niveau d'études (sous forme quantifiée avec un écart-type identique au score) et de l'âge de fin d'études. La partie du haut donne les coefficients pour les différentes variables utilisées du modèle concernant les sortants de 2004 et 2011 : ainsi, par rapport aux femmes, toutes les autres variables étant fixées, les hommes ont un score global supérieur de 0.1, soit 10 points d'écart-type, un niveau d'études quantifié de 23 points d'écart-type inférieur et finissent leurs études 0.58 an avant les femmes. Le système d'astérisques rend compte de la significativité des coefficients (*** à 1 % ; ** à 5 % ; * à 10 %). La première ligne de la deuxième partie du tableau donne le R² (plus précisément le R² ajusté) de ces 3 régressions linéaires. Les lignes suivantes présentent ce R² soit pour les scores dans chaque discipline, soit pour des populations particulières. Entre parenthèses se trouvent les erreurs-types des R². Source et champ : Insee, enquêtes IVQ 2004 et 2011 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études moins de 5 ans avant la date d'enquête (sauf mention contraire), en France métropolitaine en 2004 et 2011.

Tableau 4 – Modélisation des compétences, du niveau d'études quantifié et de l'âge de fin d'études (compléments)

	Score global	Niveau d'études quantifié	Âge de fin d'études
Variables du modèle du tableau 3 sous contrôle	Oui	Oui	Oui
Nombre de changements d'établissement (Ref. : 2 ou +)			
Aucun	-0.15 **	0.06 ns	0.29 ns
1	-0.24 ***	-0.04 ns	0.25 ns
Redoublement (Ref. : Oui)			
Non	0.57 ***	0.54 ***	1.07 ***
Âge d'entrée à la maternelle (Ref. : 2 ans)			
3 ans	-0.07 ns	-0.15 ***	-0.09 ns
4 ans	-0.39 ***	-0.22 ***	-0.13 ns
Fréquence de la lecture à 8-12 ans (Ref. : Jamais)			
Tous les jours	0.40 ***	0.53 ***	1.39 ***
Régulièrement	0.35 ***	0.47 ***	1.29 ***
De temps en temps	0.13 **	0.23 ***	0.54 ***
R ² sur 2004 et 2011 (en %)	28.8 (2.0)	37.0 (2.0)	24.7 (1.9)

Lecture : ce tableau présente des régressions linéaires du score global combiné en lecture et en calcul, du niveau d'études quantifié et de l'âge de fin d'études, partant des modèles présentés dans le tableau 3 (les coefficients correspondants aux variables de ces modèles ne sont pas présentés ici) en ajoutant des informations sur le déroulement de la scolarité. La dernière ligne donne le R² (plus précisément le R² ajusté) avec entre parenthèses les erreurs-types.

Source et champ : Insee, enquêtes IVQ 2004 et 2011 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études moins de 5 ans avant la date d'enquête, en France métropolitaine en 2004 et 2011.

justifiés par des difficultés d'apprentissage dès le début du primaire ; les voir associés à l'âge adulte avec des compétences plus faibles s'explique donc bien plus par cet effet de sélection initiale que par une efficacité négative de ce traitement. Cependant, cela signifie que le redoublement n'a pas permis un rattrapage complet (objectif, il est vrai, ambitieux pour des élèves au départ très éloignés des autres en termes de compétences). Ainsi, une moitié d'écart-type de score global sépare les jeunes ayant redoublé de ceux qui n'ont pas redoublé au primaire, au bénéfice des seconds. L'écart est encore plus frappant en termes d'années d'études : les jeunes ayant redoublé finissent leurs études un an *plus tôt*, alors que justement le redoublement correspond à une année d'études supplémentaire.

L'âge d'entrée à la maternelle donne lieu à des écarts significatifs. Rappelons que dans les années 1980-1990, le taux de scolarisation à 2 ans était plus élevé qu'aujourd'hui : celle-ci concernait un élève sur trois. Pour les compétences, il n'y a pas de différences entre les situations les plus fréquentes (entrée à 2 ans et entrée à 3 ans) et ce sont seulement les entrées retardées (à 4 ans) qui sont associées à des performances moins bonnes (d'un tiers d'écart-type). De façon moins attendue, un petit effet apparaît pour le niveau d'études quantifié (15 points d'écart-type) pour les élèves scolarisés à 2 ans par rapport à ceux scolarisés à 3 ans, mais l'écart n'est pas confirmé par l'âge de fin d'études. Il est possible que la scolarisation à 2 ans ait permis à

un certain nombre d'élèves de prendre une année d'avance (en sautant une classe en maternelle) ce qui, sans provoquer d'amélioration de leurs compétences, leur a permis d'atteindre un plus haut niveau d'études. Il se peut aussi que les familles cherchant à faire scolariser leurs enfants à 2 ans soient aussi celles qui les poussent à faire des études longues.

Enfin les pratiques de lecture durant l'enfance (entre 8 et 12 ans) sont aussi un bon prédicteur des compétences et du niveau d'études quantifié atteint à l'âge adulte : 40 points séparent ceux qui lisaient tous les jours ou régulièrement de ceux qui ne lisaient jamais, en termes de score de compétences global. L'écart est encore plus important en termes de niveau d'études quantifié (proche de 50 points) et se traduit par plus d'une année d'études en plus.

Globalement, les inégalités de compétences semblent donc ici assez proches des inégalités de niveau d'études quantifié. Les écarts paraissent plus forts pour le niveau d'études quantifié (R² de 27.5 % contre 19.7 % pour le score global). Ce résultat dépend de la précision de la mesure des compétences et de la façon dont nous avons quantifié le niveau d'études, mais il est cohérent avec ce que Place & Vincent (2009) avaient obtenu avec une méthodologie différente pour la mesure du niveau d'études. Concernant la forme du modèle, la plupart des variables jouent dans le même sens (profession et diplôme des parents par exemple), à quelques exceptions près

(concernant le sexe, le type de famille ou le pays de naissance).

Les résultats présentés indiquent un niveau global d'inégalités proche de ceux observés avec des évaluations au collège ou au primaire. Peut-on aller plus loin et comparer l'ampleur des inégalités scolaires à différents moments de la scolarité ? Ont-elles évolué dans le temps et sont-elles comparables en France et dans d'autres pays ? Nous allons traiter ces questions dans la section suivante.

3. Évolution des inégalités dans le temps et dans d'autres pays

3.1. Des inégalités de compétences assez stables entre 2004 et 2011

Les résultats de l'enquête PISA, mais aussi ceux des enquêtes nationales de la DEPP, pointent depuis le début des années 2000 l'augmentation de la dispersion des compétences à 15 ans et des inégalités sociales qui leur sont associées. Avec les données d'IVQ, une augmentation des inégalités sociales est aussi observée pour les générations les plus récentes (Murat & Rocher, 2016).

Sur le champ des sortants étudié ici, les inégalités paraissent de même ampleur en 2004 et en 2011 : la part de variance du score global expliquée par les caractéristiques des jeunes (modèle du tableau 3) est passée de 20.7 % à 21.8 %¹¹. Compte tenu de l'intervalle de confiance autour de ces valeurs, l'écart ne peut être jugé comme significatif. Ce résultat n'est pas contradictoire avec ceux évoqués sur PISA, car les jeunes finissant leurs études en 2011 correspondent plutôt à la génération qui a passé PISA au début des années 2000, donc avant l'augmentation des inégalités sociales¹².

3.2. Les inégalités de compétences dans PIAAC

Les informations disponibles dans PIAAC sur l'enquêté sont un peu plus limitées que dans IVQ : le sexe, l'origine géographique de la personne, les diplômes des parents et le nombre de livres disponibles dans le foyer quand l'enquêté avait 16 ans. Elles donnent cependant une image pertinente des inégalités scolaires, puisqu'elles expliquent en France 21.4 % de la variance du score de littératie, 22.3 % de celle du score de numératie et 23.0 % du niveau d'études quantifié, calculé avec une méthodologie identique à celle employée sur IVQ (tableau 5). Environ 40 points d'écart-type en littératie séparent les jeunes dont la mère n'a pas de diplôme et

ceux dont la mère a fait des études supérieures (30 points en numératie). La différence est d'un écart-type entre ceux qui disposaient de moins de 10 livres à 16 ans et ceux qui en avaient au moins 500.

Pour comparer les résultats de PIAAC avec ceux d'IVQ, il faut se restreindre aux variables communes : le sexe, le pays de naissance du jeune et les diplômes des parents. La qualité des modèles chute sensiblement : les coefficients de détermination passent à 13.9 % en littératie et 15.8 % en numératie. Cela illustre en creux l'importance du nombre de livres à la maison comme indicateur du milieu culturel. La même modélisation sur IVQ donne des résultats proches : 13.0 % pour le score global, 18.3 % pour le niveau d'études quantifié (contre 16.9 % dans PIAAC) et 16.0 % pour l'âge de fin d'étude (contre 10.6 % dans PIAAC¹³).

Reprenant les indicateurs du modèle complet, les R^2 sont assez proches de ceux estimés dans les autres pays (21.9 % en littératie et 21.7 % en numératie). Cela semble cohérent avec les premières enquêtes PISA, qui ne relevaient pas un niveau trop élevé des inégalités sociales en France au début des années 2000. Plus précisément, si la France se situe à un niveau moyen en termes d'inégalités, que ce soit pour les compétences ou le niveau d'études quantifié, il y a des différences assez nettes entre pays (voir figure). Ces deux aspects paraissent assez corrélés : l'Italie, le Royaume-Uni, la Tchéquie et la Slovaquie sont des pays où les inégalités de compétences et de niveau d'études quantifié sont élevées (avec des R^2 dépassant 25 % pour les deux indicateurs) ; à Chypre et en Corée, les deux indicateurs sont au contraire assez bas (moins de 15 %). Cependant, la tendance n'est pas parfaite et, pour un niveau d'inégalités de compétences dans la moyenne (autour de 20 %), certains pays, comme la Suède, limitent les inégalités de niveau d'études quantifié (R^2 de 10 %), alors que celles-ci

11. Notons que, pour 2011 sur un champ élargi aux sortants de 16-18 ans et de plus de 29 ans (ces deux populations regroupent environ 2 % des sortants), le R^2 pour le score global est de 23.1 %, assez proche de celui sur le champ restreint (21.8 %).

12. À notre connaissance, il n'y a pas eu de comparaison entre IALS, ALLS et PIAAC pour étudier l'évolution des inégalités sociales (contrairement à ce qui a été fait sur le niveau moyen, concluant à une certaine stabilité dans la plupart des pays ayant participé aux trois enquêtes). La reprise de PIAAC en 2022 permettra d'étudier cette question sur une période où, en France, des évolutions sont observées dans PISA.

13. L'écart est plus important pour cette dernière variable. Notons que l'âge de fin d'études est défini de façon un peu différente dans IVQ et dans PIAAC : dans IVQ, il est demandé directement et suivi par les questions détaillant le parcours scolaire ; dans PIAAC, la première question porte sur le diplôme le plus élevé, la date d'obtention étant demandée ensuite. Cela permet sans doute de récupérer plus de poursuites d'études (l'âge moyen de fin d'études est plus élevé dans PIAAC que dans IVQ), moins sensibles au milieu social.

Tableau 5 – Modélisation des scores PIAAC, du niveau d'études scolaire et de l'âge de fin d'études en France

	Littératie	Numératie	Niveau d'études quantifié	Âge de fin d'études
Constante	-0.42 ns	-0.68 **	-0.03 ns	21.99 ***
Sexe (Ref. : Femme)				
Homme	-0.07 ns	0.24 ***	-0.19 **	-0.59 **
Né en France (Ref. : Oui)				
Non	-0.43 **	-0.51 **	0.23 ns	1.82 ***
Diplôme du père (Ref. : Enseignement supérieur)				
Pas de diplôme ou CEP	-0.32 **	-0.32 **	-0.29 *	-1.26 ***
Bac/CAP/BEP	-0.19 ns	-0.25 *	-0.26 **	-0.72 *
Diplôme inconnu	-0.42 **	-0.49 ***	-0.72 ***	-1.64 ***
Diplôme de la mère (Ref. : Enseignement supérieur)				
Pas de diplôme ou CEP	-0.32 **	-0.34 **	-0.43 ***	-0.46 ns
Bac/CAP/BEP	-0.24 *	-0.18 ns	-0.42 ***	-0.81 **
Diplôme inconnu	-0.44 **	-0.49 **	-0.45 **	-1.20 *
Nombre de livres à la maison vers 16 ans (Ref. : Plus de 500 livres)				
Moins de 10 livres	-0.95 ***	-0.95 ***	-0.71 ***	-1.72 ***
11 à 25 livres	-0.76 ***	-0.83 ***	-0.45 **	-1.16 *
26 à 100 livres	-0.27 ns	-0.35 *	-0.16 ns	-0.18 ns
101 à 200 livres	-0.20 ns	-0.23 Ns	0.22 ns	-0.05 ns
201 à 500 livres	-0.03 ns	-0.16 Ns	-0.04 ns	-0.29 ns
<hr/>				
Population	Effectif		R^2 (en %)	
Modèle complet				
France	486	21.4 (3.3)	22.3 (3.3)	23.0 (3.3)
Autres pays participants	12 752	21.9 (0.6)	21.7 (0.6)	23.3 (0.7)
Modèle complet sur les 16-18 ans				
France	486	21.7 (3.6)	19.9 (3.5)	
Autres pays participants	12 752	21.5 (0.8)	22.2 (0.8)	
Modèle sans le nombre de livres				
PIAAC sortants	486	13.9 (3)	15.8 (3.3)	16.9 (3.1)
IVQ sortants	1 483	13.0 (1.6)		18.3 (1.8)

Lecture : ce tableau présente des régressions linéaires des scores en littératie et numératie, du niveau d'études quantifié et de l'âge de fin d'études. Le haut du tableau donne les coefficients pour les modèles sur les sortants. La deuxième partie donne le R^2 (plus précisément le R^2 ajusté) de ces modèles puis pour une variante sans le nombre de livres disponibles (pour comparaison avec IVQ), sur des sous-populations de PIAAC.

Source et champ : OCDE, PIAAC 2011 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études depuis moins de 5 ans en 2012 (ou les jeunes de 16-18 ans).

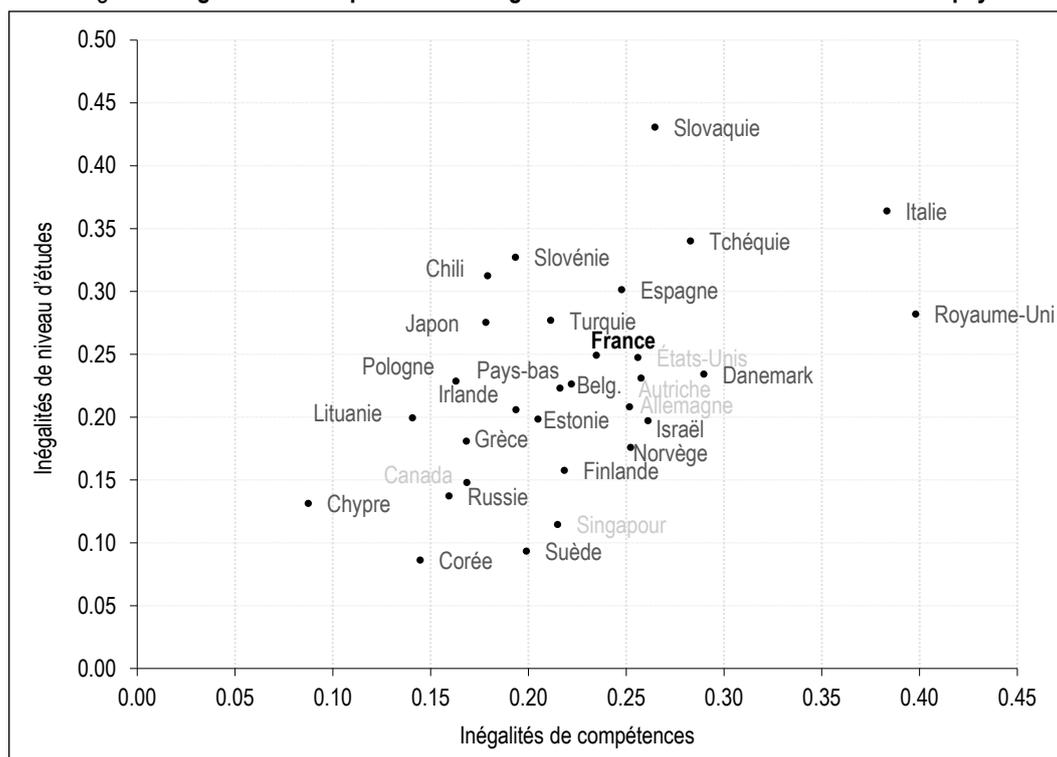
sont plus fortes dans d'autres pays (R^2 de 33 % en Slovénie).

3.3. Évolutions des inégalités de compétences entre la fin de la scolarité obligatoire et la fin des études

Cet article fournit une image des inégalités de compétences à la fin des études, un moment de la scolarité généralement peu étudié sous l'angle des compétences. Peut-on comparer ces résultats avec ceux obtenus à la fin de la scolarité obligatoire ? Des travaux ont confronté finement les enquêtes PISA et PIAAC et ont montré que, malgré des différences de protocole parfois non négligeables, les deux enquêtes étaient très similaires dans leurs objectifs et leurs méthodes (Borgonovi *et al.*, 2017). Cela justifiait notamment la comparaison

entre les résultats à PISA 2000 et 2003 et ceux à PIAAC, en particulier en termes d'inégalités sociales. Ils ont comparé deux populations *a priori* similaires : les 15 ans de 2000 et 2003 et les jeunes de 26-28 ans dans PIAAC en 2012 (id.). Dans la plupart des pays, en particulier la France, les inégalités sociales paraissent un peu plus marquées pour les jeunes de 26-28 ans que pour les jeunes de 15 ans. Un tel travail a aussi été effectué en incluant une observation au niveau du primaire, avec les enquêtes PIRLS et TIMSS (Dämmrich & Triventi, 2016). Cela oblige les auteurs à retenir la seule variable commune à toutes les enquêtes : le nombre de livres à la maison. Sur l'ensemble des pays pris en compte, ils observent une stabilité, voire une augmentation des inégalités (surtout en mathématiques)

Figure – Inégalités de compétences et inégalités de niveau d'études dans différents pays



Note : ce graphique présente les R^2 des modèles reliant les indicateurs de réussite scolaire aux caractéristiques des jeunes. Le gris indique des pays pour lesquels l'âge de fin d'études n'est pas diffusé : on a retenu dans ce cas tous les jeunes de 18-29 ans ayant fini leurs études même depuis plus de 5 ans.

Source et champ : OCDE, PIAAC 2012 ; jeunes de 18 à 29 ans ayant fini leurs études en 2012.

entre le primaire et le début de l'âge adulte. En France, pour la seule évaluation en lecture, la tendance est plutôt à la stabilité.

Nous proposons quelques éléments complémentaires en comparant dans IVQ (2011) et PIAAC, les résultats des jeunes de 16-18 ans et ceux des sortants. Par rapport au travail de Borgonovi *et al.* (2017) cela a l'inconvénient de ne pas comparer les mêmes cohortes, mais l'avantage est que les mesures des compétences et du milieu social sont là parfaitement identiques (ce qui n'est pas tout à fait le cas dans une comparaison de PISA et PIAAC). Pour les deux enquêtes, l'ampleur des inégalités de compétences apparaît très semblable entre les deux populations. Dans PIAAC, en France, les R^2 pour la littératie et la numératie sont de 21.7 % et 19.9 % pour les 16-18 ans, proches des valeurs pour les sortants (21.4 % et 23.3 %, l'écart de 3.4 points en numératie n'est pas significatif). Le constat est le même pour l'ensemble des pays participants : en numératie, comme en littératie, pour les 16-18 ans ou les sortants, le R^2 s'écarte peu de 22 % (les R^2 varient entre 21.7 % et 22.2 %) ¹⁴. Avec IVQ, le R^2 pour le score global en 2011 pour les 16-18 ans n'est pas significativement différent de celui pour les sortants (respectivement 24.6 % et 21.8 %).

* *
*

Les inégalités de compétences à la fin des études sont importantes en France, comme dans les autres pays participants : entre un cinquième et un quart de la variance des scores s'explique par les quelques descripteurs utilisés ici. Il s'agit d'un minorant : une description plus fine du milieu social et une mesure plus précise des compétences augmenteraient sans doute sensiblement la corrélation. Ces inégalités recouvrent, mais en partie seulement, les inégalités de niveau d'études mises en évidence depuis longtemps. Dans l'analyse de l'insertion professionnelle des jeunes ou de leur entrée dans la vie adulte, les compétences apportent donc une information complémentaire, en particulier pour analyser l'influence du milieu d'origine.

14. Le même modèle peut être appliqué aux données de PISA 2012. Les valeurs sont proches pour la moyenne des pays participants aux deux enquêtes (R^2 de 24 % en littératie et R^2 de 21.4 % en numératie). En revanche, pour la France, comme dit en introduction, PISA indique plus d'inégalités (31.8 % et 32.3 %). Un niveau plus faible d'inégalités en France peut signifier soit que l'évaluation PIAAC est moins discriminante dans notre pays, soit que les variables sur le milieu social sont de moins bonne qualité.

Les inégalités de compétences à la fin des études paraissent très proches de celles que l'on mesure à 16-18 ans (qui sont d'ailleurs aussi proches des inégalités mises en évidence dans les évaluations auprès des élèves menées en fin de scolarité obligatoire, comme avec PISA). Les travaux qui fondent les indicateurs de valeur ajoutée des

lycées ont effectivement montré que le parcours au lycée dépend essentiellement du niveau de compétences atteint en fin de collège (mesuré par les résultats au diplôme national du brevet) et que le milieu social joue alors assez peu au-delà de son impact sur la réussite au collège (Evain & Evrard, 2017). □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6005363/ES528-529_Murat_Annexe-en-ligne_Online-Appendix.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Albouy, V. & Tavan, C. (2007).** Accès à l'enseignement supérieur en France : une démocratisation réelle mais de faible ampleur. *Économie et Statistique*, 310, 3–22. <https://doi.org/10.3406/estat.2007.7053>
- Baudelot, C. & Establet, R. (1989).** *Le niveau monte*. Paris: Seuil.
- Ben Ali, L. & Vourch'h, R. (2015).** Évolution des acquis cognitifs au collège au regard de l'environnement de l'élève – Constat et mise en perspective longitudinale. *Éducation & formations*, 86-87, 211–233. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-10284>
- Borgonovi, F., Pokropek, A., Keslair, F., Gaulty, B. & Paccagnella, M. (2017).** Youth in Transition: How Do Some of The Cohorts Participating in PISA Fare in PIAAC? *Documents de travail de l'OCDE sur l'éducation* N° 155. Paris: OCDE. <https://doi.org/10.1787/51479ec2-en>
- Caille, J.-P. (2017).** Quarante-cinq ans de panels d'élèves à la direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP). *Éducation & formations*, 95, 5–31. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-44939>
- Chabanon, L., Durand de Monestrol, H. & Verlet I. (2019).** PISA 2018 : stabilité des résultats en compréhension de l'écrit. DEPP, *Note d'information*, 49. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-44252>
- Chow, G. C. (1960).** Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591–605. <https://doi.org/10.2307/1910133>
- Dämmrich, J. & Triventi, M. (2016).** From primary school to young adulthood – A cross-national analysis of cognitive competencies and related social inequality. In: Blossfeld, H.-P. *et al. Secondary Education Models and Social Inequality: An International Comparison*. Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar Publishing.
- Duru-Bellat, M. & Kieffer, A. (2000).** La démocratisation de l'enseignement en France – polémique autour d'une question d'actualité. *Population*, 55-1, 51–79. www.persee.fr/doc/pop_0032-4663_2000_num_55_1_7097
- Duru-Bellat, M., Kieffer, A. & Marry, C. (2001).** La dynamique des scolarités des filles : le double handicap questionné. *Revue française de sociologie*, 42-2, 251–280. www.persee.fr/doc/rfsoc_0035-2969_2001_num_42_2_5354
- Duru-Bellat, M., Jarousse, J.-P. & Mingat, A. (1993).** Les scolarités de la maternelle au lycée : étapes et processus dans la production des inégalités sociales. *Revue française de sociologie*, 34-1, 43–60. www.persee.fr/doc/rfsoc_0035-2969_1993_num_34_1_4218
- Evain, F. & Evrard, L. (2017).** Une meilleure mesure de la performance des lycées – Refonte de la méthodologie des IVAL (session 2015). *Éducation & formations*, 96, 91–166. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-44933>
- Felouzis, G. (2014).** *Les inégalités scolaires*. Paris: Puf, coll. Que sais-je.
- Fisher, R. A. (1921).** On the 'probable error' of a coefficient of correlation deduced from a small sample. *Metron*, 1, 3–32. <https://hdl.handle.net/2440/15169>
- Fumel, S., Keskaik, S. & Girard, J. (2010).** L'évolution des acquis des élèves de 15 ans en compréhension de l'écrit – Premiers résultats de l'évaluation internationale PISA 2009. DEPP, *Note d'information*, 24. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-2357>
- Girard, A. & Bastide, H. (1963).** La stratification sociale et la démocratisation de l'enseignement. *Population*, 18, 435–472. www.persee.fr/doc/pop_0032-4663_1963_num_18_3_10590

- Godin, M. & Hindriks, J. (2018).** Une comparaison internationale des systèmes scolaires basée sur la mobilité sociale. *Économie et Statistique*, 499, 61–78. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.499s.1940>
- Goux, D. & Maurin, É. (1995).** Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993. *Revue française de sociologie*, 36-1, 81–121. www.persee.fr/doc/rfsoc_0035-2969_1995_num_36_1_4396
- Goux, D. & Maurin, É. (1997a).** Destinées sociales : le rôle de l'école et du milieu d'origine. *Économie et Statistique*, 306, 13–26. <https://doi.org/10.3406/estat.1997.2569>
- Goux, D. & Maurin, É. (1997b).** Démocratisation de l'école et persistance des inégalités. *Économie et Statistique*, 306, 27–39. <https://doi.org/10.3406/estat.1997.2570>
- Goux, D. & Maurin, É. (2000).** La persistance du lien entre pauvreté et échec scolaire. In: Insee, *France Portrait social*, pp. 87–98.
- Hanushek, E. A., Schwerdt, G., Wiederhold, S. & Woessmann, L. (2015).** Returns to skills around the world: Evidence from PIAAC. *European Economic Review*, 73, 103–130. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2014.10.006>
- Jonas, N., Lebrère, A., Pommier, P. & Trosseille, B. (2013).** Mesurer les compétences des adultes : comparaison de deux enquêtes. *Insee Analyses* N° 13. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1521326>
- Keskpaik, S. & Salles, F. (2013).** Les élèves de 15 ans en France selon PISA 2012 en culture mathématique : baisse des performances et augmentation des inégalités depuis 2003. DEPP, *Note d'information*, 31. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-9505>
- Merle, P. (2000).** Le concept de démocratisation de l'institution scolaire. *Population*, 55-1, 15–20. https://www.persee.fr/doc/pop_0032-4663_2000_num_55_1_7096
- Murat, F. & Rocher, T. (2016).** L'évolution des compétences des adultes : effet « génération » et effet « cycle de vie ». *Économie et Statistique*, 490, 62–83. <https://doi.org/10.3406/estat.2016.10721>
- Murat, F. (forthcoming).** Que savent les jeunes à la fin de leurs études ? Les compétences en lecture, en calcul et en compréhension orale selon le parcours scolaire. *Éducation & formations*.
- OCDE (2011).** *Résultats du PISA 2009 : Surmonter le milieu social : L'égalité des chances et l'équité du rendement de l'apprentissage (Volume II)*. Paris: OCDE.
- OCDE (2013).** *Perspectives de l'OCDE sur les compétences 2013 – Premiers résultats de l'évaluation des compétences des adultes*. Paris: OCDE. [https://www.oecd.org/fr/competences/piaac/Skills%20\(FR\)--eBook_Final_B%C3%A0T_06%20dec%202013\).pdf](https://www.oecd.org/fr/competences/piaac/Skills%20(FR)--eBook_Final_B%C3%A0T_06%20dec%202013).pdf)
- Olkin, I. & Finn, J. D. (1995).** Correlations redux. *Psychological Bulletin*, 118, 155–164. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.118.1.155>
- Place, D. & Vincent, B. (2009).** L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômes et les compétences. *Économie et Statistique*, 424-425, 125–147. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8034>
- Rocher, T. (2016).** Construction d'un indice de position sociale. *Éducation & formations*, 90, 5–27. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-9936>
- Thélot, C. (1992).** Que sait-on des connaissances des élèves ? *Les dossiers éducation et formation*, 17, ministère de l'Éducation nationale, DEP. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-2164>
- Thélot, C. & Vallet, L.-A. (2000).** La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle. *Économie et Statistique*, 334, 3–32. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7526>
- Vallet, L.-A. (1999).** Quarante année de mobilité sociale en France – L'évolution de la mobilité sociale à la lumière de modèles récents. *Revue française de sociologie*, 40-1, 5–64. www.persee.fr/doc/rfsoc_0035-2969_1999_num_40_1_5146
- Vallet, L.-A. & 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 éducation et formation*, 67, ministère de l'Éducation nationale, DEP. <https://archives-statistiques-depp.education.gouv.fr/Default/digital-viewer/c-2763>
- Vallet, L.-A. (2015).** L'enquête Information et vie quotidienne 2011 parmi les dispositifs nationaux et internationaux de mesure des compétences des adultes. *Économie et Statistique*, 490, 5–15. <https://doi.org/10.3406/estat.2016.10718>

