

L'évolution des compétences des adultes : effet « génération » et effet « cycle de vie »

Fabrice Murat et Thierry Rocher *

Les grandes enquêtes sur les compétences des adultes (en particulier *IVQ* et *PIAAC*) montrent que les plus âgés ont de moins bons résultats que les plus jeunes, tant en compréhension de l'écrit qu'en calcul. Ainsi, selon l'enquête *Information et vie quotidienne (IVQ)* de 2011, 10 % des 18-29 ans sont en difficulté face à l'écrit contre 24 % des 60-65 ans. Ces moins bonnes performances des plus âgés peuvent s'expliquer par une perte de compétences au fil des ans, notamment du fait d'une moindre utilisation dans le cadre professionnel ou dans la vie quotidienne (effet « cycle de vie »). Mais elles peuvent aussi signifier une amélioration du niveau moyen des générations les plus récentes (effet « génération »). La réédition de l'enquête *IVQ* en 2011, sept ans après la première collecte, apporte des éléments pour distinguer ces deux phénomènes. Un travail psychométrique préalable, fondé sur des modèles de réponse à l'item, permet d'assurer la comparabilité entre les deux éditions en tenant compte des évolutions du protocole d'évaluation entre 2004 et 2011.

La comparaison des résultats de populations nées une même année aux deux dates d'enquête fait apparaître un effet « cycle de vie » assez important affectant les compétences face à l'écrit et en calcul : limitée jusqu'à 45 ans, la perte de compétences s'accroît ensuite. On observe aussi un effet « génération », de moindre ampleur, en faveur des personnes nées à partir de 1974, mais la prise en compte du plus haut diplôme des individus interrogés inverse cette tendance : à âge et diplôme fixés, ce sont les générations les plus anciennes qui ont les meilleures performances. Ce résultat rejoint notamment ceux obtenus à partir de l'enquête *Programme for the international assessment of adult competencies (PIAAC)* de l'OCDE. Enfin, la corrélation entre les compétences et le milieu social d'origine apparaît plus forte pour les générations les plus récentes.

Rappel :

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.

Codes JEL : J24 et I21.

Mots clés : compétences, éducation, psychométrie, MRI.

* Fabrice Murat et Thierry Rocher travaillent à la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance, du ministère de l'Éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche.

L'un des résultats les plus marquants obtenus à partir de l'enquête *Information et vie quotidienne (IVQ)*, dans son édition de 2011 comme dans celle de 2004, concerne le lien entre les compétences des adultes et leur âge. Tant en compréhension de l'écrit qu'en calcul ou en compréhension orale, les plus jeunes ont des résultats sensiblement meilleurs que les plus âgés. En 2004, la proportion de personnes en difficulté face à l'écrit varie ainsi de 7 % pour les 18-29 ans à 22 % pour les 60-65 ans (Micheaux et Murat, 2006). L'écart apparaît un peu plus faible en calcul : un quart des personnes âgées de 60 à 65 ans a réussi plus de 80 % des exercices de calcul contre un tiers de celles âgées de moins de 30 ans. Et même en compréhension orale, domaine moins scolaire, seulement la moitié des personnes âgées de 60 à 65 ans réussit plus de 80 % des exercices contre les trois quarts des moins de 30 ans. Ces différences se retrouvent avec l'édition menée sept ans plus tard (Jonas, 2012) : parmi les 18-29 ans, 10 % sont en difficulté face à l'écrit et 11 % ont une performance médiocre en calcul contre, respectivement, 24 % et 22 % des 60-65 ans.

La corrélation entre âge et compétences a également été mise en évidence avec les données du *Programme for the international assessment of adult competencies (PIAAC)*, enquête internationale coordonnée par l'OCDE en 2012. Utilisant un protocole d'évaluation sensiblement différent de celui d'*IVQ* (voir Jonas *et al.*, 2013), cette enquête vise à évaluer les compétences des adultes en « littératie » et en « numératie », deux concepts spécifiques définis par l'OCDE comme, respectivement, la « capacité à comprendre et à utiliser l'information contenue dans des textes écrits dans divers contextes pour atteindre des objectifs et pour développer des connaissances et des aptitudes » et la « capacité à utiliser, appliquer, interpréter et communiquer des informations et des idées mathématiques ». En France, selon ces données, 13 % des 16-25 ans se trouvent au plus bas niveau de littératie et environ 20 % au plus bas niveau de numératie, contre respectivement 34 % et près de 41 % des 55-65 ans (Jonas, 2013). En termes de scores¹, cela correspond à un écart de 33 points en littératie et de 29 points en numératie entre les 16-25 ans et les 55-65 ans. Pour l'ensemble des 24 pays participants, cet écart est de 25 points en littératie ; statistiquement significatif dans presque tous les pays (l'Angleterre et l'Irlande du Nord font exception), il est particulièrement élevé en Corée, en Finlande, en Espagne et aux Pays-Bas, seuls pays où il est plus élevé qu'en France (OCDE, 2013). En

numératie, l'écart entre les plus jeunes et les plus âgés pour l'ensemble des 24 pays participants est de 18 points ; la Corée et l'Espagne sont les seuls pays où l'écart est plus élevé qu'en France.

Comment interpréter cette corrélation entre âge et compétences ? Résulte-t-elle d'une dégradation associée au vieillissement ou d'une amélioration du niveau d'une génération à l'autre ? Si des compétences clés comme la littératie et la numératie se dégradent fortement avec l'âge, le vieillissement de la population pourrait-il entraîner un déficit global de compétences sur le marché du travail ? Pourra-t-on y répondre en améliorant encore le niveau des jeunes entrant dans la vie active, avec des actions de formation tout au long de la vie² ou en organisant des formations spécifiques pour les plus âgés³ ? Dans un contexte général de vieillissement de la population, ces questions sont cruciales pour les politiques publiques (Paccagnella 2016). Dans une première partie, nous précisons davantage les interprétations en termes de d'effet « cycle de vie » et d'effet « génération ». La comparaison des résultats aux enquêtes *IVQ* de 2004 et 2011 va permettre de démêler ces effets en utilisant la méthode des pseudo-panels. Cela nécessite toutefois de s'assurer de la comparabilité entre les deux enquêtes, en tenant compte des évolutions du protocole. C'est ce qui est fait dans la deuxième partie, qui décrit en détail l'analyse psychométrique des données par des modèles de réponse à l'item, tant en compréhension de l'écrit qu'en calcul. Dans la dernière partie, les scores ainsi obtenus sont utilisés pour isoler effet « génération » et effet « cycle de vie » à l'aide de modèles économétriques ; cette analyse apporte aussi des indications sur la valeur des diplômes et l'ampleur des inégalités sociales.

Âge et compétences : trois effets possibles

L'écart constaté entre les performances des plus jeunes et des plus âgés peut d'abord s'analyser comme le résultat d'une élévation

1. Les résultats individuels sont résumés par des scores en fonction de la proportion d'exercices réussis (voir Jonas, 2013).

2. Comme le prévoit le compte personnel de formation (CPF), alimenté en heures, utilisable par le salarié, tout au long de sa vie active ; il a remplacé le droit individuel à la formation (Dif) au 1^{er} janvier 2015 et est intégré dans le compte personnel d'activité (CPA), visant à sécuriser le parcours professionnel du salarié, créé par la loi Travail n°2016-1088 du 8 août 2016. Le dispositif CPA entrera en vigueur le 1^{er} janvier 2017.

3. Le cas des personnes retraitées nécessite aussi une étude attentive de l'évolution des compétences avec l'âge, d'autant plus que la dégradation paraît alors très marquée (Adam *et al.*, 2007). Les conséquences sur la santé, avant et après la retraite, de compétences cognitives dégradées ne doivent pas être négligées.

du niveau des compétences au fil des générations : les personnes nées plus récemment (à partir de 1974) auraient ainsi, à âge donné, un meilleur niveau que des personnes nées plus tôt (1946-1973), c'est ce que l'on appelle un effet de génération. Ce phénomène, observé depuis assez longtemps dans le domaine de la mesure de l'« intelligence », est appelé « effet Flynn » (Trosseille et Rocher, 2015) : les performances brutes d'échantillons représentatifs à des tests de QI tendent à progresser d'année en année, obligeant à un réajustement des scores, dont la moyenne doit rester fixée à 100. Cette amélioration des performances brutes tiendrait en grande partie à l'allongement des études. La proportion de bacheliers dans une génération était en effet d'un cinquième en 1970 (ce qui correspond aux cohortes les plus âgées du champ de notre étude, nées autour de 1950), a dépassé la moitié au début des années 1990 et se situe actuellement autour des trois quarts (MEN, 2016). Or les résultats aux exercices destinés à l'évaluation des compétences sont fortement liés au niveau de diplôme ; les travaux menés sur la France à partir de l'enquête *IVQ* 2004 (Micheaux et Murat, 2006) comme ceux menés sur les pays participant à *PIAAC* (OCDE, 2013 ; Paccagnella, 2016) montrent qu'une part importante des écarts selon l'âge s'explique par l'élévation du niveau de diplôme au fil des générations. L'augmentation de la proportion de jeunes obtenant un diplôme donné suscite cependant souvent des interrogations sur la valeur de ce diplôme et le niveau réel de ses détenteurs : la massification des diplômes pourrait indiquer une baisse des exigences. Qu'en est-il donc du niveau réel des élèves, en particulier en français et en mathématiques ? Jusqu'aux années 90, les statistiques disponibles sur plus ou moins longues périodes donnent une vision plutôt positive (Baudelot et Establet, 1987), mais les publications les plus récentes indiquent au contraire une dégradation des compétences des élèves en fin de primaire et de collège (Daussin *et al.*, 2011).

La moins bonne performance des personnes plus âgées peut aussi s'interpréter comme le résultat d'une dégradation des compétences au cours de la vie, du fait du vieillissement naturel des compétences cognitives ou de leur moindre utilisation dans la vie quotidienne ou le cadre professionnel. Cet effet « cycle de vie » est la seconde interprétation de la corrélation transversale entre âge et compétences. Au niveau de l'ensemble des compétences cognitives, les travaux empiriques mettent tous en évidence une tendance à la hausse puis à la baisse avec

l'âge, le déclin pouvant commencer dès l'âge de 20 ans avec une tendance à s'accélérer à partir de 50 ans (Paccagnella, 2016). Les recherches en psychologie distinguent souvent, à la suite de travaux sur les fonctions cognitives, deux types de compétences : les compétences « fluides », relevant des aptitudes à apprendre ou des capacités d'attention, et les compétences « cristallisées », qui seraient plutôt acquises, comme des « stocks » de connaissances dans différents domaines (Desjardins et Warnke, 2012). La corrélation avec l'âge de ces deux types de compétences apparaît différente : pour les compétences fluides, après une augmentation jusqu'à 20 ans environ, une corrélation négative avec l'âge est ensuite assez marquée (le pic de compétences peut être plus tardif pour certaines formes particulières de ces compétences). Le niveau des compétences cristallisées tend au contraire à se maintenir – voire à croître au moins jusqu'à l'âge de la retraite – ce qui pourrait compenser au moins en partie la dégradation du niveau des compétences fluides. Les estimations varient toutefois assez fortement entre les études empiriques et les méthodologies, et selon que les analyses sont basées sur des données transversales ou longitudinales. Pour identifier et mesurer un effet de l'âge, l'idéal est de disposer de données longitudinales, où les mêmes individus sont observés à plusieurs reprises. Or s'il existe de nombreux travaux sur l'évolution des compétences cognitives avec l'âge, tous ne reposent pas sur des données longitudinales et ceux qui le font ne disposent souvent que d'échantillons assez petits.

Face à ce manque de données longitudinales sur des échantillons de grande taille, des travaux récents ont profité du fait que l'enquête *PIAAC* faisait suite à deux opérations proches au milieu des années 1990 (*IALS : International Adult Literacy Survey*) et des années 2000 (*ALL : Adult Literacy and Lifeskills survey*), avec une grande partie d'exercices en commun. Même si aucun individu n'a été enquêté successivement dans le cadre de ces trois dispositifs, la technique des pseudo-panels (ou « cohortes synthétiques ») permet de comparer à différentes dates d'enquête les résultats moyens d'individus ayant le même âge (pour évaluer l'effet de la différence de « génération » sur les compétences), ou ceux de personnes nées une année donnée (pour évaluer l'effet de « cycle de vie »)⁴. Green

4. La comparaison se fait sur l'ensemble de la génération et ne tient pas compte de la mortalité et des flux migratoires entre les deux dates. Un suivi individuel serait préférable, mais bien plus compliqué à mettre en œuvre.

et Riddell (2013) avaient mené ce type d'analyse pour étudier l'évolution des compétences en littératie avec *IALS* et *ALL* pour le Canada, la Norvège et les États-Unis ; leurs résultats suggéraient un déclin au fil des générations, qu'ils analysaient comme le signe de déficiences en matière de politique d'éducation. Ils montraient aussi que la tendance générale à la baisse des compétences avec l'âge était plus ou moins prononcée selon le niveau de compétence initial des personnes, et selon le pays. La participation de nombreux pays à *PIAAC* a permis de confirmer ces analyses sur une plus grande échelle (OCDE, 2013 ; Desjardins et Warnke, 2012 ; Paccagnella, 2016). Ces travaux ont mis en évidence un effet « cycle de vie » négatif assez important. L'effet « génération » est plus limité et variable selon les politiques éducatives nationales. Il est généralement positif quand le niveau de diplôme n'est pas contrôlé, mais il devient souvent négatif à niveau de diplôme fixé, suggérant une baisse des compétences des personnes ayant un diplôme donné. Enfin, l'effet « cycle de vie » est, lui aussi, d'une ampleur variable selon les pays, indiquant qu'il n'est pas une fatalité et que des politiques adaptées peuvent le limiter. La réédition de l'enquête *IVQ* en 2011, sept ans après celle de 2004, permet de mener le même type d'analyse. De premiers résultats descriptifs suggèrent que l'effet « cycle de vie » pourrait être assez faible pour les compétences à l'écrit : ainsi, les personnes nées entre 1962 à 1971 sont 18 % à être en difficultés face à l'écrit en 2004 et 16 % en 2011, et l'écart est encore plus faible pour les autres générations (Jonas, 2012).

Pour interpréter correctement le lien entre âge et compétences en termes d'effets de cycle de vie et d'effets de génération, il faut cependant tenir compte d'un troisième effet qui pourrait intervenir dans la corrélation entre âge et compétences : l'effet « période ». En sciences sociales, cet effet est interprété comme l'impact qu'une conjoncture ou un contexte (par exemple la survenue d'une crise économique, un changement de politique publique...) affectant toute la population pourrait avoir sur un phénomène ou un comportement (Winship et Harding, 2008). Cet effet renvoie techniquement à la difficulté d'identifier les effets d'âge, de génération et de période, chacun étant une combinaison linéaire des deux autres. Ici, nous envisageons l'effet « période » comme la possibilité qu'un changement entre les deux éditions de l'enquête ait pu affecter l'évaluation des compétences de l'ensemble des individus, quel que soit leur âge. En effet, le protocole d'évaluation, déjà complexe du fait de sa nature adaptative, qui lie la

difficulté des exercices au niveau de la personne enquêtée (voir encadré 1), a évolué. Cette évolution s'est traduite par l'addition, en 2011, d'un module commun, passé par tous les enquêtés, permettant de pallier certains inconvénients du protocole adaptatif⁵. Mais cette évolution elle-même peut poser difficulté dans le cadre d'une comparaison entre les deux enquêtes ; la première étape du travail consiste ainsi à en contrôler l'influence et à rendre comparable la mesure des compétences des adultes dans les deux enquêtes.

Construire des scores comparables en 2004 et 2011

Le protocole d'évaluation de l'enquête IVQ

L'évaluation des compétences face à l'écrit se fait en deux étapes (voir figure 1) : un module d'orientation qui comporte des exercices de lecture de mots et de compréhension de l'écrit, permet de répartir la population en trois groupes selon leurs résultats (bons, moyens, insuffisants) à ce module. Les deux groupes extrêmes sont orientés directement vers des exercices très simples (parcours « ANLCI direct »⁶ pour les résultats insuffisants) ou plus compliqués (parcours « Haut direct » pour les bons résultats). Les personnes ayant eu des résultats « moyens » passent par un module intermédiaire pour déterminer si les exercices complexes (parcours « Intermédiaire Haut ») ou les exercices simples (parcours « Intermédiaire ANLCI ») sont préférables⁷. Cette structure du protocole a été relativement peu modifiée entre 2004 et 2011 : outre l'addition d'un module commun, mentionnée plus haut, le principal changement a été le dédoublement du module « Haut » en « Haut A » (quasi identique au « Haut » de 2004) et « Haut B » (voir une présentation plus détaillée du protocole et des différences entre les deux éditions de l'enquête dans l'encadré 1).

5. Cette addition fait suite aux travaux menés sur les données de 2004 (Murat et Rocher, 2010), qui avaient conduit à suggérer quelques améliorations ; celles-ci ont été partiellement prises en compte dans l'édition de 2011, en particulier, avec la création de ce module commun.

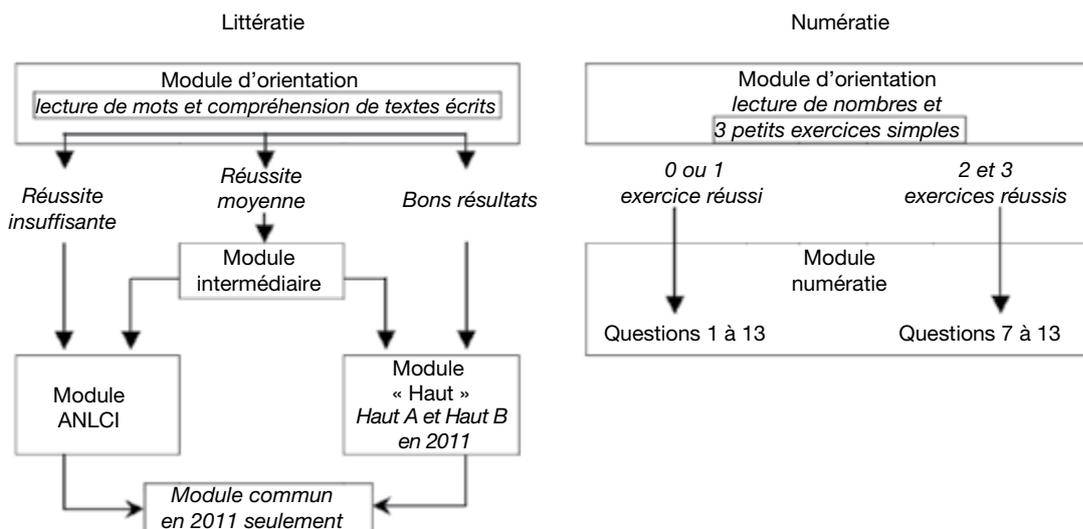
6. Ces exercices simples sont appelés module ANLCI, du fait de l'implication de l'Agence nationale de lutte contre l'illettrisme dans leur développement.

7. Comme en 2004, afin de travailler sur des données parfaitement fiables, nous avons exclu de l'analyse une minorité d'enquêtés qui ne semblent pas avoir répondu avec assez d'implication (personnes qui avaient un score nul à l'orientation ou un score nul au module ANLCI). Nous avons aussi écarté les individus qui n'ont passé aucun exercice en invoquant de gros problèmes en français ou à l'écrit. Par ailleurs, pour assurer la comparabilité entre 2004 et 2011, nous avons exclu les jeunes de 16-18 ans, qui ne faisaient partie du champ de l'enquête qu'en 2011.

En ce qui concerne les compétences en calcul, l'orientation est fondée sur 3 exercices simples. Le module « calcul » lui-même compte 13 questions ; les 6 premières, très simples, ne sont passées que par les personnes ayant eu moins de 2 réponses correctes aux

3 exercices simples de l'orientation ; les autres commencent directement à la 7^e question. Dans tous les cas, le module s'interrompt quand la personne cumule 3 erreurs. Aucun changement n'est intervenu dans cette évaluation entre 2004 et 2011.

Figure 1
Le protocole modulaire des enquêtes IVQ



Encadré 1

L'ENQUÊTE IVQ ET L'ÉVALUATION DES COMPÉTENCES

L'enquête IVQ (*Information et vie quotidienne*) a été réalisée en France métropolitaine fin 2004 et début 2005, dans 10 284 ménages, puis à nouveau fin 2011-début 2012, dans 13 763 ménages. Dans chacun de ces ménages, une personne de 18 à 65 ans (16 à 65 ans en 2011) 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.

Compétences face à l'écrit

Trois types de compétences face à l'écrit sont évalués dans IVQ : la lecture de mots, l'écriture de mots, la compréhension de textes écrits. Ces compétences peuvent être considérées comme distinctes et nécessitent la construction de trois indicateurs différents. L'évaluation consiste en une série d'exercices ou épreuves, réparties en plusieurs modules. Le protocole est adaptatif, c'est-à-dire que le parcours des enquêtés dépend de leurs compétences. Les épreuves et exercices ont été élaborés par deux équipes (PSYEF de Lyon II pour le module d'orientation et le module ANLCI et Paris V pour le module « Haut »), avec des objectifs un peu différents, mais les modèles théoriques qui les fondent semblent assez proches pour permettre la comparaison (Murat et Rocher 2010).

La personne interrogée passe d'abord les exercices, assez simples, d'un module d'orientation comportant des questions en lecture de mots et en compréhension de textes écrits (sur un texte court). Des scores (nombre de bonnes réponses) sont calculés : SL en lecture de mots et SC en compréhension. Les items étant pondérés de 1 à 3 selon leur difficulté, SL a un maximum de 15 points et SC un maximum de 19 points.

Le protocole d'orientation distingue alors :

- Les personnes ayant eu de bons résultats (SL > 11 et SC > 16), orientées vers un module « Haut » avec des exercices plus complexes en compréhension de textes ;
- Celles qui ont eu des performances nettement insuffisantes (SL < 11 ou SC < 11), orientées vers le module ANLCI, qui affine l'évaluation en lecture de mots, en compréhension de texte écrit sur un texte court) et en écriture de mots (une liste de courses à écrire sous la dictée) ;
- Les personnes ayant eu des résultats moyens à l'orientation (tous les autres cas) passent un module intermédiaire. Il s'agit en fait de l'exercice de compréhension de texte du module ANLCI. À partir des 11



Avec ce protocole, la difficulté fondamentale, en 2004 comme en 2011, est de placer sur la même échelle des personnes qui n'ont pas toutes passé les mêmes exercices et dont les « parcours » dans le questionnaire dépendent de leur

niveau (Murat et Rocher, 2010). Les parcours des enquêtés pour l'évaluation des compétences face à l'écrit ont en outre pu être affectés par la présence d'une erreur informatique en 2004, corrigée dans l'édition de 2011 (voir encadré 2).

Encadré 1 (suite)

items, en utilisant comme dans le module d'orientation une pondération selon la difficulté, un score sur 24 points est calculé. Si la personne obtient au moins 19 points, elle est alors orientée vers le module « Haut », sinon, elle va vers le module ANLCl dont elle passe les autres exercices.

Pour la réédition de l'enquête il a été décidé de modifier le moins possible le protocole d'évaluation pour limiter les coûts de développement et assurer la comparabilité avec 2004. Les différences sont donc assez limitées :

- Le module d'orientation a été repris à peu près tel quel ;
- Dans le module ANLCl, deux questions de l'exercice de compréhension écrite ont été un peu modifiées (les exercices de lecture et d'écriture de mots ont aussi connu quelques ajustements) ;
- Le module « Haut » a été dédoublé : une première version (« Haut A ») est quasi identique à la version de 2004 (une question a été modifiée ; une autre a été ajoutée en remplacement d'une question qui avait dû être écartée lors de 2004, car ayant de mauvaises propriétés psychométriques) ; une deuxième version (« Haut B ») reprend un exercice de 2004 (avec la question modifiée) et 4 nouveaux exercices ;

- Un nouveau module (module commun) a été créé, composé d'un exercice de 7 questions ; il est passé par tous les enquêtés quels que soient leurs parcours, ce qui permet d'améliorer le lien entre les épreuves.

Compétences en calcul

L'évaluation des compétences en calcul commence par un module d'orientation qui comporte 5 items (deux lectures de nombres et 3 problèmes simples). Le module de calcul proprement dit comporte 13 questions. Les 6 premières sont très simples et ne sont passées que par les personnes ayant eu moins de 2 réponses correctes aux 3 problèmes du module d'orientation. Les autres commencent directement à la question 7 de ce module (soit le 12^e item de l'ensemble des items de calcul). Dans tous les cas, l'interrogation s'arrête quand la personne a commis 3 erreurs dans le module. L'évaluation est exactement identique en 2004 et en 2011.

Les compétences face à l'écrit sont ainsi évaluées sur un nombre d'items allant de 21 à 42 en 2004 et 28 à 50 en 2011, avec 39 items communs aux deux années. En calcul, l'évaluation se fait sur 6 à 18 items les deux années.

Encadré 2

PARCOURS ET RÉSULTATS DES ENQUÊTÉS EN 2004 ET EN 2011

Les enquêtés n'ont pas exactement les mêmes parcours en 2004 et en 2011 : pour l'évaluation des compétences face à l'écrit, 10 % avaient été orientées directement vers le module ANLCl en 2004 (1 015 personnes) contre 8 % en 2011 (999 personnes) ; 23 % ont d'abord passé le module intermédiaire en 2004 (soit 2 328 personnes dont 1 270 sont ensuite orientées vers le module ANLCl et 1 058 vers le module « Haut ») contre 16 % en 2011 (soit 2 085 personnes, dont 1 262 passent le module ANLCl, 409 le module « Haut A » et 414 le module « Haut B ») ; inversement, deux tiers des personnes ont passé directement le module « Haut » en 2004 (6 666 personnes) contre plus des trois quarts des personnes en 2011 (4 971 personnes pour le module « Haut A » et 5 092 personnes pour le module « Haut B »). Ces décalages importants sont dus à un problème informatique en 2004, corrigé dans l'édition de 2011 ⁽ⁱ⁾.

(i) Une question du module d'orientation avait été mal prise en compte, « durcissant » le processus d'orientation. Trop de personnes avaient été orientées vers le module ANLCl et le module Intermédiaire, une bonne partie étant finalement orientées vers le module « Haut » à l'issue du module Intermédiaire. La correction du problème a diminué la part d'orientations vers le module ANLCl et le module intermédiaire en 2011.

Dans les deux éditions, la hiérarchie entre les enquêtés ayant eu différents parcours est nette. En 2004, les scores moyens à l'épreuve d'orientation s'étagent de 5,8 sur 10 pour les personnes orientées directement vers le module ANLCl à 9,4 pour celles orientées directement vers le module « Haut »⁽ⁱⁱ⁾ (tableau A). Pour ces dernières, une proportion aussi élevée d'items réussis provoque un effet de saturation sur cette épreuve, visible par l'écart-type, qui n'est que de 0,7 contre 1,5 pour l'ensemble de la population. En 2011 (tableau B), le score moyen des personnes orientées directement vers le module ANLCl est un peu moins bon (5,2), de même que celui des personnes orientées vers le module intermédiaire, surtout quand elles sont ensuite orientées vers le module

(ii) Les chiffres présentés ici pour 2004 diffèrent légèrement des valeurs publiées précédemment (Murat et Rocher, 2010). En effet, à l'époque, dans le cadre d'un travail de pure méthodologie psychométrique, nous avons préféré ne pas utiliser la pondération. Dans le cadre d'un article visant en priorité une comparaison entre deux éditions de l'enquête, il paraît difficile de ne pas tenir compte des spécificités de chaque édition en termes de plan de sondage et de correction de la non-réponse. C'est pourquoi dans cet article, nous utilisons systématiquement les pondérations.



Encadré 2 (suite)

« Haut » (7,5 contre 8,2 en 2004). Ces différences proviennent sans doute du problème informatique évoqué plus haut : en 2004, les personnes plutôt proches du seuil d'orientation avaient parfois été orientées vers le module ANLCI, alors qu'en 2011, elles ont, comme prévu par le protocole correct, passé le module Intermédiaire. Un peu plus compétentes que les

personnes qui ont dans tous les cas été orientées vers les exercices les plus simples, elles avaient relevé un peu le niveau en 2004. Les personnes orientées directement vers le module « Haut », dont les scores au module d'orientation saturent, ont des résultats très proches aux deux dates. Le même phénomène affecte les autres scores.

Tableau A
Statistiques descriptives sur les trois modules de compréhension de l'écrit en 2004

Parcours	Module d'orientation		Module ANLCI		Module « Haut »	
	Nombre moyen d'items réussis	Écart-type	Nombre moyen d'items réussis	Écart-type	Nombre moyen d'items réussis	Écart-type
ANLCI direct	5,8	2,2	6,6	2,7		
Intermédiaire ANLCI	7,5	1,1	6,8	1,7		
Intermédiaire « Haut »	8,2	1,1	10,1	0,8	13,0	3,6
« Haut » direct	9,4	0,7			14,9	3,6
Ensemble	8,8	1,5				
Nombre d'items	10		11		21	
Nombre d'individus	10 009		3 343		7 724	

Lecture : l'épreuve de compréhension du module d'orientation, passée par l'ensemble de la population (soit 10 009 personnes), compte 10 questions. Les individus orientés directement vers le module ANLCI (« ANLCI direct ») réussissent en moyenne 5,8 questions sur 10 à cette épreuve.

Champ : personnes nées entre 1939 et 1994 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine.

Source : enquête Information et vie quotidienne 2004, Insee.

Tableau B
Statistiques descriptives sur les cinq modules de compréhension de l'écrit en 2011

Parcours	Module d'orientation		Module ANLCI		Module « Haut A »		Module « Haut B »		Module commun	
	Nombre moyen d'items réussis	Écart-type								
ANLCI direct	5,2	2,1	6,3	2,7					4,7	1,8
Intermédiaire ANLCI	7,3	1,0	6,8	1,7					5,4	1,3
Intermédiaire « Haut A »	7,5	1,0	10,0	1,0	12,5	3,4			6,2	0,9
Intermédiaire « Haut B »	7,6	1,1	10,1	0,8			12,9	3,9	6,2	0,9
« Haut direct A »	9,4	0,7			15,1	3,5			6,5	0,8
« Haut direct B »	9,4	0,7					15,9	3,6	6,5	0,8
Ensemble	8,9	1,5							6,3	1,1
Nombre d'items	10		11		22		22		7	
Nombre d'individus	13 117		2 261		5 380		5 476		13 117	

Champ : personnes nées entre 1939 et 1994 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine.

Source : enquête Information et vie quotidienne 2011, Insee.

Concernant le module ANLCI, les scores sont assez proches en 2004 et 2011, y compris en restreignant la comparaison aux 9 items de 2014 repris à l'identique en 2011 (voir encadré 1). La proximité sur l'ensemble de l'épreuve montre que les deux items nouveaux doivent avoir la même difficulté que les items supprimés.

Pour les modules « Haut », les résultats des deux années ne sont comparables qu'en se restreignant aux 20 items communs aux modules « Haut » de 2004 et « Haut A » de 2011. Les personnes orientées directement vers le module « Haut » avaient réussi 14,5 items en 2004 contre 13,8 en 2011. La correction



Utilisation des modèles de réponse à l'item

Nous avons testé avec les données de 2004 plusieurs méthodes pour mener à bien l'estimation des compétences, utilisant des techniques d'analyse de données ou d'économétrie (Murat et Rocher, 2010). Nous reprendrons ici seulement la méthode qui donnait les meilleurs résultats (en particulier sur des données simulées) : l'estimation fondée sur les modèles de réponses à l'item. Elle a aussi l'avantage de bien se prêter à l'autre objectif de notre présent travail, qui est d'assurer la comparabilité entre 2004 et 2011, en tenant compte de l'évolution du protocole.

L'un des principaux intérêts des modèles de réponse à l'item est de permettre la comparaison de compétences entre des individus qui n'ont pas connu le même parcours d'évaluation

(voir encadré 3). Ces modèles se présentent sous une forme probabiliste : la probabilité qu'un individu réussisse un item donné dépend de la compétence de l'individu et des caractéristiques de l'item en termes de difficulté et de discrimination. La discrimination est une mesure de la « qualité » de l'item, c'est-à-dire sa corrélation avec la dimension évaluée (un item dont la réussite est très peu corrélée avec le score estimé sur l'ensemble de l'épreuve mesure sans doute autre chose).

Cette séparation des paramètres permet de comparer plus facilement des individus qui n'ont pas passé les mêmes items ou des items qui ont été passés sur des populations différentes. En effet, les indicateurs classiques tels que le taux de réussite à une épreuve ou la proportion de bonnes réponses à une question, dépendent à la

Encadré 2 (suite)

du *bug* affectant le processus d'orientation (orientant plus de personnes vers les modules « Haut ») peut expliquer cette évolution, mais une baisse des compétences complexes n'est pas à exclure. Le travail psychométrique, correspondant à l'estimation des compétences à partir de modèles de réponses à item (voir encadré 3), est justement destiné à traiter cette question.

Le module commun paraît assez facile, puisqu'en moyenne les personnes réussissent 6,3 questions sur 7. Il permettra cependant d'améliorer l'estimation pour les personnes aux compétences proches des seuils d'orientation, ce qui avait semblé une limite du protocole de 2004.

Enfin, les résultats au module d'orientation et au module commun montrent que l'orientation vers les modules « Haut A » ou « Haut B » est bien aléatoire, les résultats étant très proches pour les populations

ayant passé ces épreuves. En revanche, le module « Haut A » paraît un peu plus difficile, puisque pour les personnes n'ayant pas passé le module Intermédiaire, par exemple, le nombre d'items réussis est de 15,9 pour le module « Haut B » contre 15,1 pour le module « Haut A ».

Pour les compétences en calcul, on observe une légère divergence dans la comparaison entre 2004 et 2011 selon que l'on considère seulement les premières questions posées dans le module d'orientation ou le module de calcul proprement dit (tableau C). En effet, il n'y a pas d'écart majeur sur le module d'orientation : 17 % des individus ont eu au plus une bonne réponse sur les trois items en 2004 contre 16 % en 2004. En revanche, les résultats dans le module de calcul semblent meilleurs en 2011 : 88 % des individus en 2011 ont passé l'ensemble des questions du module (et donc ont commis moins de 3 erreurs avant la dernière question) contre 78 % en 2004.

Tableau C

Les épreuves passées en calcul par les différents groupes

Résultat au module d'orientation	Résultat au module numératie	Effectif 2004	Effectif 2011
A donné une seule bonne réponse dans le module d'orientation	Arrêt pendant les 6 premières questions	607	374
	Arrêt au cours des 6 dernières suivantes	959	959
	Arrivé au bout du module	136	749
A donné au moins deux bonnes réponses dans le module d'orientation	Arrêt au cours des questions 7 à 12	666	297
	Arrivé au bout du module	7 641	10 738
Nombre d'individus		10 009	13 117

Champ : personnes nées entre 1939 et 1994 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine.

Source : enquête Information et vie quotidienne 2004 et 2011, Insee.

fois de la compétence des individus concernés et de la difficulté de l'épreuve, sans que l'on puisse facilement faire la part des choses.

Pour comparer deux populations qui ont passé deux épreuves n'ayant qu'un certain nombre d'items en commun, la procédure consiste généralement à estimer tout d'abord les paramètres des items séparément sur chaque population. Il faut qu'il y ait une assez bonne concordance dans la hiérarchie des items ; les items posant

problème de ce point de vue seront exclus. On peut ensuite soit relier les paramètres entre eux (estimation séparée), soit faire une estimation de l'ensemble des paramètres (items communs, items spécifiques, compétences des individus) avec les deux populations en même temps (estimation concurrente).

L'estimation concurrente est généralement préférable, car elle permet de prendre en compte l'ensemble de l'information (voir encadré 3).

Encadré 3

LES MODÈLES DE RÉPONSE À L'ITEM (MRI)

Les modèles de réponse à l'item se présentent sous une forme probabiliste. Dans le modèle à deux paramètres, la probabilité d'un individu i de réussir un item j , s'écrit sous la forme suivante :

$$P(Y_i^j = 1 / \theta_i, a_j, b_j) = \frac{\exp(D \times a_j \times (\theta_i - b_j))}{1 + \exp(D \times a_j \times (\theta_i - b_j))}$$

où Y_i^j est la réponse à l'item j de l'individu i , b_j le paramètre de difficulté de l'item j , a_j le paramètre de discrimination de l'item j et D est un facteur d'ajustement qui vaut 1,7, permettant le passage à la fonction d'ogive normale.

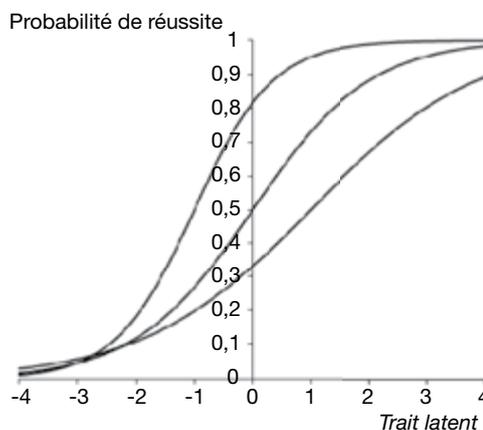
Le paramètre de discrimination, aussi appelé « pente » de l'item, est positif. Lorsque la discrimination est élevée, une variation du niveau de compétence entraîne une variation importante de la probabilité de répondre correctement. Le premier MRI, dit « à un paramètre », ou modèle de Rasch (1960), postule que la discrimination est la même pour tous les items. Il existe aussi un modèle à trois paramètres, qui introduit une

« asymptote », pour tenir compte du fait qu'un individu de compétence extrêmement faible peut avoir une probabilité non nulle de réussir une question, par exemple en répondant au hasard dans une question à choix multiples.

Ces modèles sont très largement employés dans le domaine de l'évaluation des compétences, tant au niveau national qu'international (à ce sujet, lire D'Hautefoeuille *et al.*, 2002 et Rocher, 2003). Ils sont parfois utilisés, dans d'autres domaines, comme celui de la santé ou des valeurs. Pour plus de précisions sur ces modèles, le lecteur pourra consulter, en français, Dickes *et al.* (1994) et Juhel (1999).

Notons que les paramètres a_j , b_j et θ_i ne sont pas uniques : en appliquant une transformation linéaire donnée à ces paramètres, on peut obtenir une autre solution acceptable. Il faut donc imposer des contraintes identifiantes (par exemple, une moyenne nulle et un écart-type de 1 des θ_i sur l'ensemble de la population). Cette propriété va être utilisée lors des ancrages entre épreuves.

Probabilité estimée de réussite en fonction du niveau de compétence (θ) pour les modèles de réponses à 2 paramètres, pour différents items



Lecture : chaque courbe représente pour un item donné la relation entre la compétence et la réussite à l'item. →

Encadré 3 (suite)

Ces modèles permettent en particulier de comparer des individus qui n'ont pas passé les mêmes épreuves. Deux types de techniques sont utilisés pour y parvenir :

- L'estimation *concourante* : pour pouvoir estimer les paramètres des items, grâce à certaines techniques d'estimation, il n'est pas indispensable que la matrice des réponses soit complète, que tous les individus aient passé tous les items, même s'il est évidemment nécessaire qu'il existe un certain recouvrement entre les exercices (par exemple une partie commune à tous).

- L'estimation *séparée* : il est aussi possible de relier deux épreuves qui ont été passées de façon indépendante, sur deux populations différentes, pour peu qu'elles aient un certain nombre d'items en commun. Plus précisément, on va caler l'une des épreuves sur l'autre (la plus récente sur la plus ancienne par exemple, dans le cadre d'une comparaison temporelle), en procédant par étapes. Dans un premier temps, on estime les paramètres des items de façon indépendante sur les deux populations. La possibilité de relier les deux épreuves va dépendre de la confrontation des paramètres sur les items communs aux deux évaluations. Si les paramètres sont très proches, il est alors possible de retenir dans le processus d'estimation pour la seconde épreuve, les paramètres obtenus sur la première pour les items communs ; les paramètres des nouveaux items seront estimés de façon cohérente sur cette échelle, de même que les compétences des individus de la deuxième population *in fine*. Des divergences dans les paramètres peuvent apparaître pour quelques items (on parle alors de « fonctionnement différentiel d'item »). Dans ce cas, un examen des items peut conduire soit à supprimer complètement l'item (s'il comporte une erreur), soit à le retirer du processus d'ancrage et à le considérer comme un item supplémentaire (il interviendra donc dans l'estimation des compétences individuelles, mais avec des paramètres différents pour les deux populations). Enfin dans certains cas, les divergences sont trop nombreuses et le nombre d'items trop faible. On utilise alors une procédure de calage globale : grossièrement, on ne cherche pas caler les paramètres item par item, mais on impose que les moyennes des paramètres sur la partie commune soient calées.

L'estimation *concourante* est particulièrement bien adaptée au cas d'une enquête donnée, pour tenir compte du fait que les individus ne passent pas toujours la même chose. C'est par exemple le cas lorsque l'on utilise la technique des cahiers tournants : les concepteurs de l'évaluation ont conçu une masse d'exercices que l'on ne peut envisager de proposer tous aux enquêtés ; on décide donc de regrouper ces exercices par bloc et de ne proposer que certains blocs en s'assurant qu'une comparaison entre blocs est possible (utilisation d'un bloc commun à tous ou construction des cahiers avec une permutation adaptée des blocs pour permettre tous les croisements).

L'estimation *séparée* est plutôt utilisée pour les comparaisons « asymétriques », comme les comparaisons temporelles, pour tenir compte d'une contrainte de communication : un certain nombre de résultats ont été publiés avec l'échelle métrique la plus ancienne ; il paraît donc souhaitable de garder cette échelle pour présenter les nouveaux résultats, pour ne pas risquer d'introduire de la confusion. Nous n'avons pourtant pas retenu l'estimation *séparée* ici, bien que l'objectif principal soit d'assurer la comparabilité temporelle entre les deux enquêtes. En effet, les scores MRI construits en 2004 n'ont presque pas été utilisés, n'imposant donc pas de contrainte forte en matière de communication. En revanche, le fait d'utiliser une procédure globale permet d'améliorer la comparabilité et, par l'utilisation de module commun en 2011, la qualité de l'estimation se trouve améliorée pour l'ensemble des paramètres, y compris ceux concernant les compétences des individus de 2004.

Pour estimer les paramètres, grâce à l'hypothèse d'indépendance locale (indépendance des items à θ fixé), on peut écrire la fonction de vraisemblance marginale :

$$L(\theta, a, b) = \prod_{i=1}^n \int_{\theta} \prod_{j=1}^K P_i^j(\theta)^{y_{ij}} [1 - P_i^j(\theta)]^{1-y_{ij}} g(\theta) d\theta$$

pour n individus, K items et la distribution des θ ayant pour fonction de densité g .

Si g est connue, il est possible d'estimer les paramètres des items sans avoir besoin d'estimer les θ .

En pratique, la distribution continue des θ est approchée empiriquement grâce à une distribution finie reposant sur des « points de quadrature » choisis le long du continuum des θ (Mislevy, 1987). L'algorithme EM – maximisation de vraisemblance sur données incomplètes – est utilisé.

Dans le cas d'une épreuve sur plusieurs groupes non-équivalents avec des items communs, cette procédure permet d'estimer directement les paramètres des items pour l'ensemble des groupes. Cette estimation « *concourante* » suppose que la distribution des niveaux de compétences soit correctement estimée, ce qui en pratique n'est pas évident si les groupes sont très différents.

Une fois les paramètres d'items connus, plusieurs méthodes permettent d'estimer les θ . Dans le cas d'une modélisation portant sur plusieurs groupes non-équivalents, il est préférable d'entreprendre une méthode bayésienne utilisant les « points de quadrature » issus de l'estimation des paramètres d'items (Bock et Zimowski, 1998). En général, la moyenne et l'écart-type des θ sont fixés sur un groupe pris pour référence et ne sont pas contraints sur les autres groupes.

C'est celle qui avait donné de meilleurs résultats, confirmés par une étude sur données simulées, avec les données de 2004. Nous la retenons ici non seulement pour l'ancrage entre les différentes épreuves une année donnée, mais aussi pour la comparaison entre les deux années. En effet, l'addition d'un module commun en 2011 permet d'améliorer l'estimation des paramètres pour l'ensemble des items, en corrigeant le problème de la passation non aléatoire (qui avait posé de sérieuses difficultés pour relier les différentes épreuves sur les données de 2004, voir Murat et Rocher, 2010). Dans le cadre de l'estimation concourante, cette amélioration bénéficiera aussi aux données de 2004.

Le processus d'estimation des modèles de réponses à l'item

Même si nous avons fait le choix d'une estimation globale en empilant l'ensemble des données, quels que soient l'année ou le parcours des enquêtés, il est cependant indispensable de mener des analyses séparées pour chaque année, afin de repérer d'éventuels fonctionnements différentiels d'items. Il convient en effet de vérifier que les paramètres d'items n'ont pas trop évolué entre 2004 et 2011, à cause des changements dans les épreuves, dans la procédure de l'orientation (correction du problème informatique) ou dans le contexte de passation.

Pour l'évaluation des compétences face à l'écrit, les paramètres ont donc été estimés indépendamment pour les deux années. Que l'on considère la difficulté ou le taux de réussite, on observe une bonne cohérence pour les items communs aux deux années, les paramètres de discrimination étant plus volatils (figure II). Cependant, des tests statistiques montrent qu'un certain nombre d'items ont des paramètres différents aux deux dates. Nous les avons donc exclus du calcul du score dans la version finale. Il est alors possible d'estimer un score permettant des comparaisons entre l'ensemble de ces individus.

Le module d'évaluation des compétences en calcul est plus court et ne permet pas d'entrer dans une analyse aussi détaillée. Cependant, s'il est assez naturel de supposer que les personnes qui n'ont pas passé les questions les plus simples de ce module les auraient réussies, il est plus délicat d'attribuer un échec systématique à la fin du module pour les personnes qui ont cessé de répondre du fait de la règle d'interruption au bout de 3 erreurs. Les modèles de

réponses à l'item, en traitant ces cas comme de la non-réponse, permettent une estimation sans doute plus juste. Il existe en effet quelques divergences entre les deux années (figure III) : si les taux de réussite et les difficultés sont assez bien corrélés, deux items ont des discriminations assez différentes aux deux. Ce problème semble lié à une mauvaise convergence de l'estimation (due au faible nombre d'items répondus et au processus d'orientation assez complexe) et l'estimation commune est plus robuste.

La dégradation des compétences au fil de la vie

Avec les scores estimés à l'aide des modèles de réponses à l'item, nous pouvons maintenant étudier plus finement l'évolution des compétences selon l'âge et entre 2004 et 2011, en empilant l'ensemble des données⁸. Pour présenter quelques résultats descriptifs, nous avons réparti les individus par tranches d'année de naissance, de 7 ans d'amplitude, correspondant à l'écart entre les deux enquêtes. Ainsi, pour évaluer un effet de « cycle de vie », on pourra comparer les résultats obtenus en 2004 et en 2011 d'individus nés par exemple entre 1953 et 1959. Pour évaluer un effet de « génération », on comparera leurs résultats en 2004 avec ceux obtenus en 2011 par des individus nés entre 1960 et 1966, c'est-à-dire à âge fixé. L'écart entre 2004 et 2011 pourrait aussi s'interpréter comme un effet « période », lié à un changement qui pourrait avoir affecté les compétences des individus, sans avoir d'interprétation en termes de cycle de vie. Même si les contrôles décrits plus haut avaient pour objet de limiter le plus possible ce problème, les évolutions dans le protocole d'enquête peuvent constituer un effet de « période » non isolable des effets de cycle de vie et de génération.

Pour les compétences face à l'écrit, on observe un effet « cycle de vie » non négligeable : si l'évolution entre 2004 et 2011 est quasi nulle pour la génération 1981-1987, pour les autres générations, les résultats sont systématiquement inférieurs en 2011 par rapport à 2004 (figure IV). Ainsi, les individus nés entre 1953 et 1959 obtiennent un score un peu inférieur à

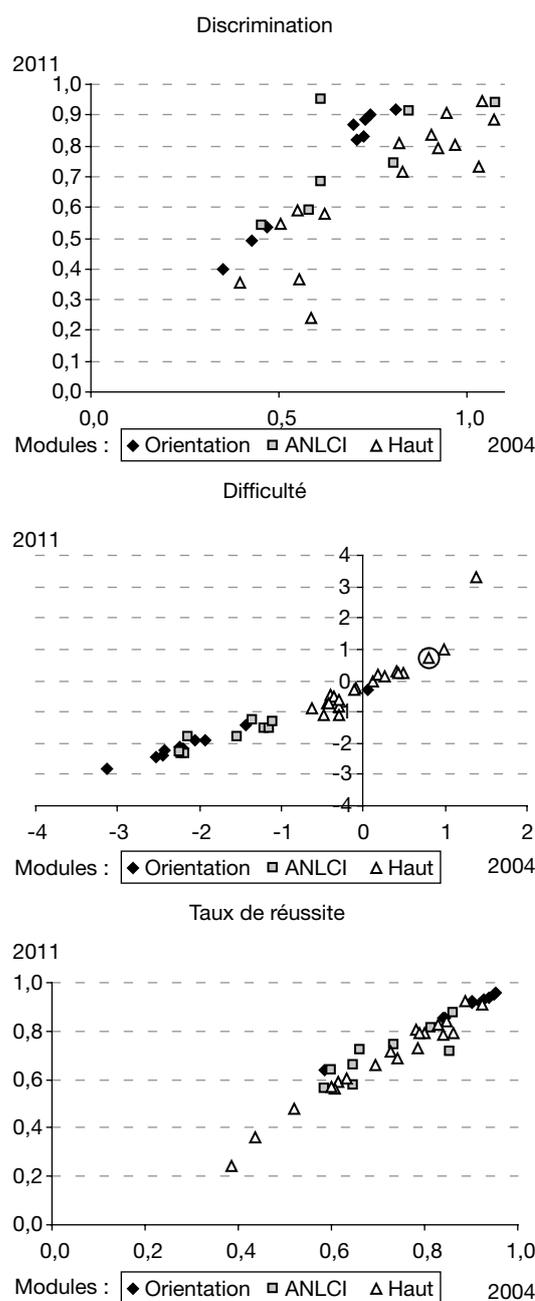
8. Pour relier, avec prudence, les évolutions des compétences entre générations aux performances du système éducatif français, à partir de maintenant, nous excluons de l'analyse les personnes non scolarisées en France. Cela modifie peu les résultats : en incluant les personnes scolarisées hors de France, un effet « cycle de vie » apparaît pour les générations les plus récentes (1981-1987) ; en revanche, l'effet « cycle de vie » s'atténue pour les plus anciens (1946-1952).

la moyenne sur l'échantillon global ($s = -0,07$) en 2004, qui baisse de plus de 15 % d'écart-type en 2011 ($s = -0,24$). L'écart est du même ordre pour la génération 1946-1952 ; il tourne autour de 8 % d'écart-type pour les générations de 1960 à 1980. La différence, quasi nulle pour la génération 1981-1987, peut être le résultat d'un

effet « cycle de vie » négatif, de perte de compétence, similaire aux autres générations et d'un effet positif lié à la poursuite d'études.

9. La moyenne du score ayant été fixée à 0 et l'écart-type à 1 sur l'ensemble des données de 2004 et 2011, cela signifie qu'ils sont à 7 % d'écart-type en dessous de la moyenne.

Figure II
Paramètres des items d'évaluation des compétences face à l'écrit communs en 2004 et en 2011



Lecture : chaque point représente un item (parmi les 39 items communs aux deux enquêtes) et croise la valeur estimée en 2004 en abscisse et la valeur estimée en 2011 en ordonnée. Ainsi, le paramètre de difficulté de l'item entouré (qui est un item du module « Haut ») est de 0,8 en 2004 et 0,7 en 2011.

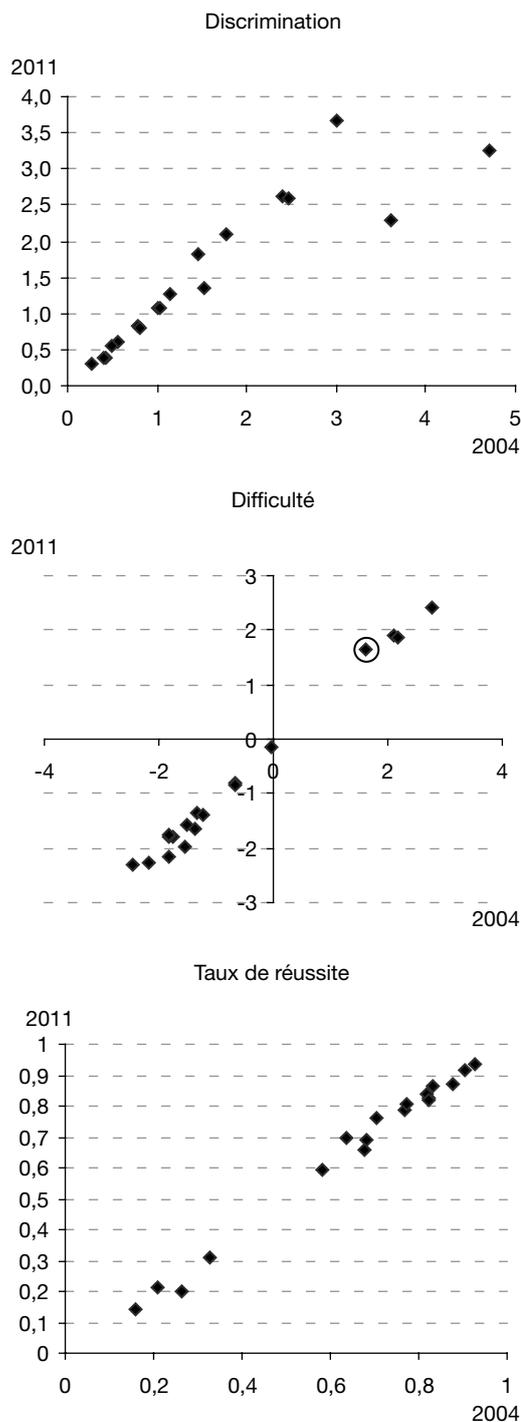
Champ : personnes nées entre 1939 et 1994 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine.

Source : enquête Information et vie quotidienne 2004 et 2011, Insee.

L'effet « génération », évalué par la comparaison des résultats de générations successives à âge donné, apparaît de signe positif, sauf pour la période récente, mais de faible ampleur. C'est

pour les générations nées autour de 1970 que la progression est la plus nette : à 38-44 ans, les individus nés entre 1967 et 1973 ont en 2011 un score de 10 % d'écart-type supérieur

Figure III
Paramètres des items d'évaluation des compétences en calcul en 2004 et 2011



Lecture : chaque point représente un item et croise la valeur estimée en 2004 en abscisse et la valeur estimée en 2011 en ordonnée. Ainsi, le paramètre de difficulté de l'item entouré est de 1,6 en 2004 et 1,7 en 2011.
Champ : personnes nées entre 1939 et 1994 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine.
Source : enquête Information et vie quotidienne 2004 et 2011, Insee.

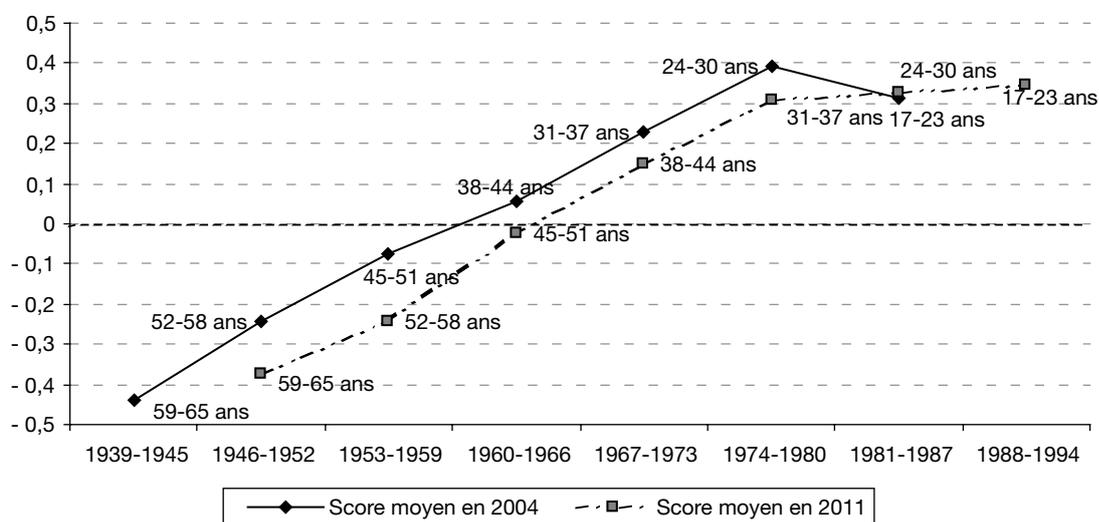
à celui observé en 2004 pour les individus nés entre 1960 et 1966. L'évolution est du même ordre pour la génération suivante. En revanche, elle est un peu plus faible pour les générations plus anciennes (et nulle entre les générations 1946-1952 et 1953-1959) et même négative entre les générations 1974-1980 et 1980-1987.

Globalement les performances face à l'écrit sont meilleures en 2011 qu'en 2004, du fait du remplacement de la génération 1939-1945

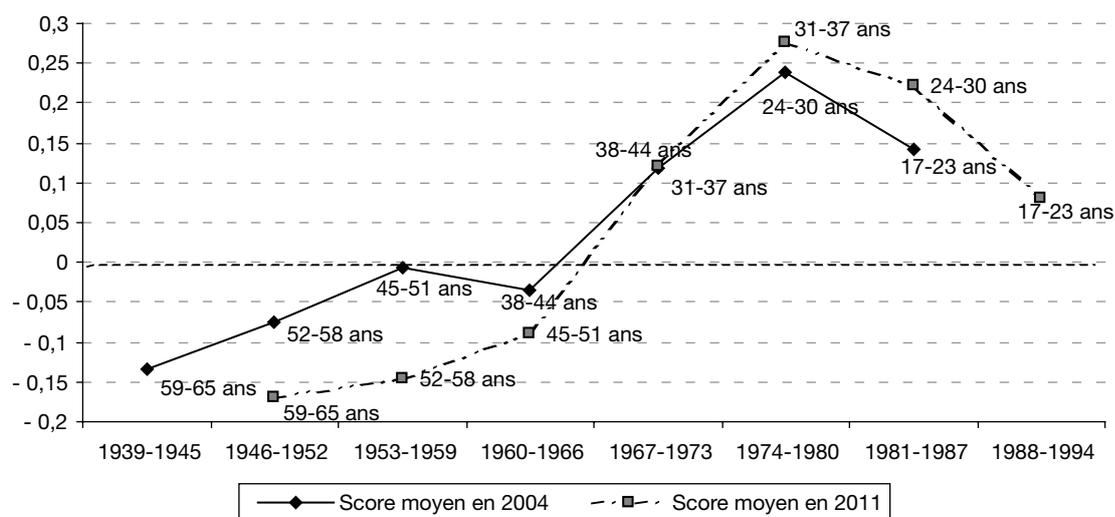
($s = -0,48$) par la génération 1988-1994 ($s = 0,31$). Cela rejoint le constat d'amélioration des performances à l'écrit pour les générations les plus récentes mis en avant lors de la publication des premiers résultats (Jonas, 2012). En revanche, les analyses en fonction de la génération n'avaient alors pas mis en évidence d'effet « cycle de vie » : les résultats selon l'année de naissance restaient constants entre 2004 et 2011. Cela tient à la nature de l'indicateur utilisé, la proportion de personnes en

Figure IV
Score en compréhension de l'écrit et en calcul selon l'année de naissance en 2004 et 2011

A. Compréhension de l'écrit



B. Calcul



Lecture : le score moyen en calcul des 59-65 ans de l'enquête 2004, nés entre 1939 et 1945, est de - 0,13 (soit 13 % d'écart-type en dessous de la moyenne sur l'ensemble des données de 2004 et 2011, fixée à 0) ; celui des 59-65 ans de l'enquête 2011, nés entre 1946 et 1952, est de 0,17 (soit 17 % d'écart-type au-dessus de la moyenne globale).

Champ : personnes nées entre 1939 et 1994 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine, ayant été scolarisées en France. Source : enquête Information et vie quotidienne 2004 et 2011, Insee.

difficulté face à l'écrit, qui cible les personnes les moins compétentes. Or, l'évolution entre 2004 et 2011 est nettement différente selon les niveaux de la distribution des scores (figure V). Si l'on s'intéresse aux individus ayant obtenu les moins bonnes performances aux épreuves (sous le premier décile du score), la proportion baisse en fonction de l'année de naissance de façon quasi superposée en 2004 et 2011 : si pour les personnes nées entre 1946 et 1952, un écart non négligeable existe entre 2004 et 2011 (on passe de 14 % à 18 %), l'évolution est au plus de 2 points pour les autres générations. Si l'on considère maintenant le haut de la distribution (au-delà du dernier décile), des écarts importants systématiquement en faveur de 2004 apparaissent (à l'exception de la cohorte 1981-1987) : 12 % des personnes nées entre 1960 et 1966 se trouvent dans le dernier décile en 2004, et elles ne sont plus que 6 % en 2011. Ceci suggère que la maîtrise des compétences de base face à l'écrit est peu sensible au cycle de vie, tandis que la maîtrise des compétences complexes diminue plus nettement¹⁰.

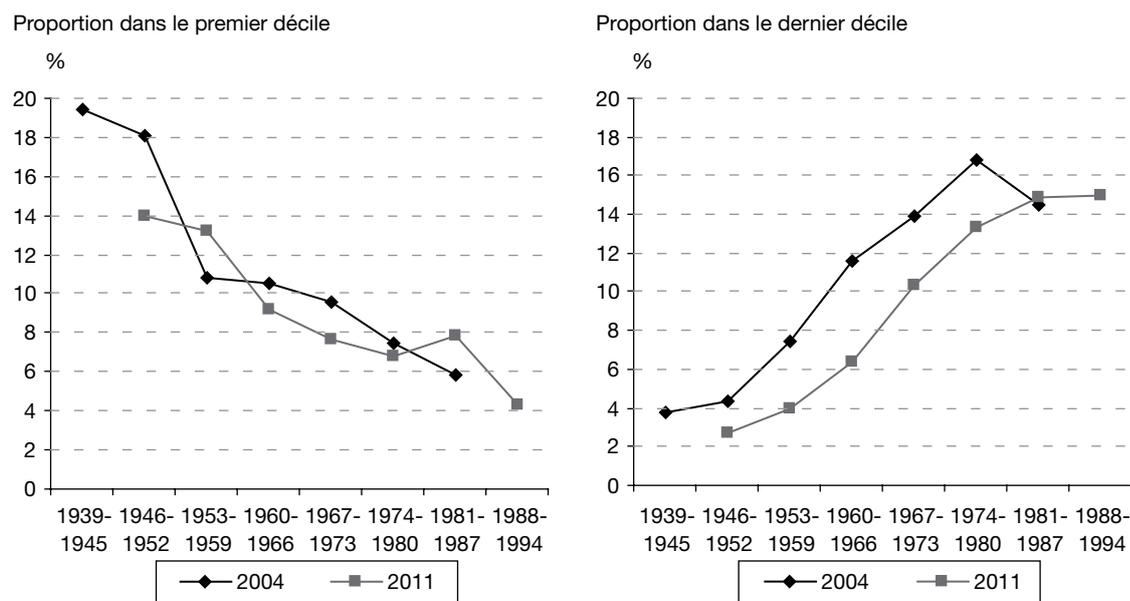
Les comparaisons à âge constant sont aussi révélatrices : la proportion d'individus ayant eu les moins bons résultats en compréhension tend à baisser entre deux générations successives,

d'une enquête à l'autre, ce qui est le signe d'une amélioration. C'est aussi une tendance à la baisse que l'on observe pour le dernier décile, mais cela indique alors plutôt une détérioration du système éducatif pour les plus performants.

De façon globale, les écarts de compétences en calcul sont moins marqués qu'en compréhension de l'écrit : environ 40 % d'écart-type entre les tranches de génération les plus éloignées contre 90 % en compréhension (cf. figure IV). Ce résultat est toutefois à prendre avec précaution : l'épreuve de calcul est beaucoup plus courte que l'épreuve de compréhension, si bien que l'erreur de mesure dont elle est affectée est certainement plus importante, ce qui diminue les écarts entre populations. Cependant, cela n'explique pas la différence de nature dans la relation avec l'année de naissance et l'année d'enquête. Les effets « cycle de vie » sont négatifs pour les générations nées avant 1967 (atteignant une baisse de 14 % d'écart-type entre 2004 et 2011

10. Il faudrait aussi creuser l'influence du protocole : en 2011, du fait de la correction du processus d'orientation, un nombre plus important d'individus ont été orientés vers le module « Haut ». Si, malgré le soin mis à l'ancrage des épreuves, les individus orientés vers le module « Haut » subissaient une légère sous-estimation de leurs compétences, les scores en 2011 en seraient plus affectés, en particulier pour les personnes les plus compétentes.

Figure V
Appartenance au premier et au dernier déciles en compréhension de l'écrit selon l'année de naissance en 2004 et 2011



Lecture : 14 % des personnes nées entre 1946 et 1952 appartiennent au premier décile en compréhension de l'écrit (les 10 % les moins compétents) en 2004 ; ils sont 18 % en 2011. Pour la même génération, 3 % sont dans le dernier décile (les 10 % les plus compétents) en 2004 et 4 % en 2011.

Champ : personnes nées entre 1939 et 1994 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine, ayant été scolarisées en France.

Source : enquête Information et vie quotidienne 2004 et 2011, Insee.

pour la génération 1953-1959) ; ils sont nuls pour la génération 1967-1974 et légèrement positifs au-delà. Quant à l'effet « génération », on retrouve à âge constant une amélioration sensible pour les individus nés dans les années 1970. Mais pour les autres générations, la comparaison est en faveur des générations les plus anciennes : le score de la génération 1960-1966 en 2011 est nettement en-dessous de celui de la génération 1953-1960 en 2004 (8 % d'écart-type).

La modélisation économétrique des scores permet de valider les écarts qui viennent d'être mis en évidence et de tester l'influence d'autres variables sur la relation entre scores et âge, comme le diplôme ou l'origine sociale. Les générations sont spécifiées par tranches de 7 ans plutôt qu'en continu car, au vu des premiers résultats, la linéarité de la relation n'est pas évidente et l'on souhaite opposer plus précisément les générations les plus récentes entre elles. De plus, afin de bien identifier effet « génération » et effet « cycle de vie », les deux tranches (1939-1945) et (1988-1994), qui n'ont été observées que dans une seule des deux éditions de l'enquête, ont été exclues. En ce qui concerne les plus jeunes, une étude spécifique sera menée ensuite pour essayer de mettre en évidence des évolutions récentes.

Le premier modèle a pour simple ambition de présenter les effets « cycle de vie » et « génération », déjà exposés en termes descriptifs, sous une forme économétrique, permettant des tests statistiques. Il convient cependant de noter qu'outre le fait d'exclure l'existence d'un effet « période » (évolution spécifique entre 2004 et 2011), cette façon de présenter les données suppose la constance des effets « cycle de vie » d'une génération à l'autre : on fait implicitement l'hypothèse qu'entre 31-37 ans et 38-44 ans, par exemple, l'évolution des compétences pour la génération 1946-1952 a été la même que celle effectivement observée pour la génération 1967-1973. C'est bien sûr une hypothèse forte, qui incite à considérer les résultats ci-dessous comme une approximation des évolutions réelles (un troisième point d'observation permettrait de mieux estimer l'effet « cycle de vie » notamment).

Pour les compétences face à l'écrit, la modélisation confirme l'importance de l'effet « cycle de vie », en particulier pour les plus âgés (tableau 1-A, modèle 1). Les écarts sont peu prononcés de 17 à environ 40 ans (15 % d'écart-type entre les 17-23 ans et 38-44 ans) et se creusent ensuite (31 % d'écart-type entre

les 45-51 ans et les 59-65 ans). L'effet « génération » apparaît plus limité et lui-aussi non linéaire : la génération 1974-1980 obtient des résultats un peu meilleurs que la génération 1981-1987 (7 % d'écart-type). Les résultats diminuent ensuite de 20 % d'écart-type jusqu'aux populations nées entre 1946 et 1959.

Les écarts sont de moindre ampleur pour les compétences en calcul (tableau 1-B, modèle 1). En termes de « cycle de vie », les résultats semblent progresser entre 17 et environ 35 ans (différence de 12 % d'écart-type en faveur des 31-37 ans par rapport aux 17-23 ans) ; ils baissent ensuite jusqu'à la génération 59-65 ans (d'environ 25 % d'écart-type). Les effets « génération » sont à peu près du même ordre que pour la compréhension, à ceci près que le point bas s'observe pour les 1960-1966.

Un effet « génération » qui s'inverse à diplôme le plus élevé donné

Les analyses sur l'édition de 2004 suggéraient qu'une grande partie de l'écart de compétences entre classes d'âge tenait à la démocratisation de l'enseignement (Micheaux et Murat, 2006) : à niveau de diplôme donné, il y avait peu de différences selon l'âge ; c'est l'augmentation de la part des diplômés qui semblait expliquer la corrélation entre compétences et âge. Pour explorer à nouveau cette question avec des données permettant de distinguer effet « génération » et effet « cycle de vie », nous avons testé une spécification incluant le diplôme le plus élevé obtenu (modèle 2). Comme attendu, cette variable a un lien très fort avec les compétences : le tiers de la variance du score en compréhension de l'écrit et le quart en calcul est maintenant expliqué, contre respectivement 6 % et 5 % avec le modèle 1. La hiérarchie des diplômes est bien respectée, et on note que les individus en cours d'études (logiquement sur-représentés, en 2011, parmi les personnes nées entre 1981 et 1987) ont un score légèrement inférieur aux plus diplômés, peut-être justement parce que la formation de leurs compétences n'est pas achevée, mais aussi parce que ce groupe comprend des personnes qui n'iront pas aussi loin dans leurs études. Les écarts selon le diplôme sont à peu près du même ordre pour les compétences en calcul, à ceci près que les personnes en cours d'études apparaissent alors un peu moins compétentes.

La prise en compte du diplôme réduit très légèrement les écarts en termes de « cycle de vie »

Tableau 1
Relation entre les scores, l'année de naissance, l'âge au moment de l'enquête, le diplôme et le milieu social

	A. Compréhension de l'écrit			B. Calcul		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
R ² (en %)	6,4	32,6	34,2	4,9	25,9	26
Constante	0,33***	0,82***	0,68***	- 0,02	0,62***	0,5***
Génération						
1946-1952	- 0,16**	0,29***	0,32***	- 0,15**	0,27***	0,29***
1953-1959	- 0,16**	0,22***	0,26***	- 0,22***	0,13**	0,17***
1960-1966	- 0,11**	0,17***	0,2***	- 0,3***	- 0,04	- 0,02
1967-1973	- 0,02	0,11***	0,12***	- 0,14***	- 0,02	- 0,01
1974-1980	0,07*	0,07**	0,1***	0,01	0,02	0,02
1981-1987	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Âge à la date de l'enquête						
59-65 ans	- 0,53***	- 0,44***	- 0,44***	- 0,16*	- 0,19**	- 0,19**
52-58 ans	- 0,39***	- 0,34***	- 0,33***	- 0,07	- 0,13*	- 0,12*
45-51 ans	- 0,22***	- 0,2***	- 0,18***	0,07	- 0,02	0
38-44 ans	- 0,15**	- 0,07	- 0,05	0,12**	0,08	0,1*
31-37 ans	- 0,07	- 0,01	0	0,12**	0,06	0,08
24-30 ans	0,01	0,06*	0,06*	0,08**	0,02	0,02
17-23 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Hommes	- 0,03*	0,03***	0,02**	0,33***	0,38***	0,38***
Femmes	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Plus haut diplôme obtenu						
En cours d'études		- 0,22***	- 0,24***		- 0,45***	- 0,46***
Pas de diplôme ou CEP		- 1,59***	- 1,42***		- 1,53***	- 1,38***
BEPC		- 0,88***	- 0,75***		- 0,89***	- 0,78***
CAP/BEP		- 1,05***	- 0,9***		- 1,04***	- 0,91***
Bac général		- 0,45***	- 0,37***		- 0,5***	- 0,43***
Bac professionnel		- 0,73***	- 0,61***		- 0,8***	- 0,7***
Bac technologique		- 0,49***	- 0,36***		- 0,53***	- 0,43***
Bac+2		- 0,32***	- 0,24***		- 0,4***	- 0,34***
Bac+4 ou +		Réf.	Réf.		Réf.	Réf.
Indice social						
Indice social*1946-1952			0,35***			0,24***
Indice social*1953-1959			- 0,23***			- 0,13***
Indice social*1960-1966			- 0,17***			- 0,03
Indice social*1967-1973			- 0,12***			- 0,06
Indice social*1974-1980			- 0,06*			- 0,05
Indice social*1981-1987			- 0,13***			0
			Réf.			Réf.

Note : les modélisations portent sur les données individuelles de 2004 et 2011 empilées, soit 18 804 observations. On pondère pour tenir compte des spécificités de chaque enquête en termes de plan de sondage et de correction de la non-réponse. Le modèle 1 prend en compte uniquement l'année de naissance, l'âge au moment de l'enquête et le sexe ; le modèle 2 ajoute le diplôme ; le modèle 3 ajoute le milieu social sous la forme d'un indice quantitatif et son effet croisé avec la génération.

***, **, * indiquent respectivement une significativité des coefficients à 1 %, 5 % et 10 %.

Lecture : selon le modèle 1, le score moyen en compréhension de l'écrit est, à âge au moment de l'enquête donné, inférieur de 16 % d'écart-type pour la génération née entre 1946 et 1952. Dans le modèle 3, les effets croisés permettent de tester l'évolution des inégalités sociales d'une génération à l'autre : le coefficient 0,35 correspond au lien entre l'indice social et les résultats en compréhension pour la génération 1981-1987. On obtient une estimation des inégalités sociales pour la génération 1974-1980, en ajoutant le coefficient « Indice social*1974-1980 », soit 0,35-0,13=0,22. Le test statistique indique que les inégalités sociales pour cette génération sont significativement plus faibles que pour la génération 1981-1987, au seuil de 1 %.

Champ : personnes nées entre 1946 et 1987 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine, ayant été scolarisées en France.

Source : enquête Information et vie quotidienne 2004 et 2011, Insee.

(on passe de - 0,53 à - 0,44 entre tranches d'âge extrêmes). En revanche, elle inverse complètement l'écart qui était en faveur des générations les plus récentes. Les personnes nées en 1946-1952 apparaissent, en tenant compte de l'effet « cycle de vie » et de leurs diplômes (de fait moins élevés), plus compétentes que la génération 1981-1987 (à hauteur de 29 % d'écart-type). Le constat est le même pour les compétences en calcul, les générations de 1960 à 1981 ne se différenciant toutefois pas significativement les unes des autres. On observerait ainsi une baisse des compétences pour les générations les plus récentes, à âge et niveau de diplôme fixés. De ce résultat, obtenu également dans différentes études internationales (voir plus haut), il ne faut pas déduire trop rapidement que le niveau de chaque diplôme a baissé. En particulier, observer que les individus nés en 1981-1987 qui n'ont que le bac général sont moins performants (à âge donné) que les individus nés en 1946-1952 n'ayant aussi que ce diplôme, ne signifie pas forcément que le niveau du bac a baissé. Un nombre plus important de personnes poursuivent maintenant leurs études après le bac, en comparaison des générations d'après-guerre et se trouvent dans les catégories de diplôme supérieures. Ce sont en général des personnes plus compétentes que celles qui s'arrêtent avec le bac général.

Un accroissement des inégalités sociales

Les écarts de compétences entre générations peuvent-ils aussi s'expliquer par des changements des caractéristiques sociales de la population ? Diverses études récentes soulignent en particulier un accroissement des inégalités sociales, qui situe la France parmi les pays où la réussite à l'école est le plus liée au milieu d'origine (OCDE, 2013). D'autres travaux menés sur l'évolution des compétences des élèves à partir des différentes éditions de l'enquête *Pisa* (*Programme international de suivi des acquis des élèves*) de l'OCDE, ont par ailleurs souligné qu'une aggravation des inégalités sociales accompagnerait la baisse du niveau moyen (Fumel *et al.*, 2010 ; Keskaik et Salles, 2013). Pour vérifier la possibilité d'un lien entre l'origine sociale et l'évolution des compétences, une spécification incluant un certain nombre de variables caractérisant le milieu familial et social de l'individu durant l'enfance (situation familiale, taille de la fratrie, statut d'occupation du logement, diplôme des parents, profession des parents, pays de naissance des parents¹¹) est estimée d'abord sans le diplôme puis avec

le diplôme (annexe, modèles 5 et 6). Les corrélations sont assez semblables à ce que Place et Vincent (2010) avaient obtenu sur l'édition de 2004. Les personnes issues d'une famille nombreuse, celles ayant vécu dans un logement précaire dans leur enfance, ont des compétences un peu moins bonnes que les autres. On note une nette hiérarchie des compétences selon le diplôme des parents, tant pour le père que pour la mère. La profession des parents a aussi une influence, même quand leurs diplômes sont contrôlés. Le pays de naissance des parents a par contre une influence très faible sur les compétences, à milieu social donné (cf. annexe).

Pour examiner comment l'influence des différences sociales a évolué dans le temps, ces indicatrices ont été résumées en un seul coefficient : un indicateur synthétique du milieu social, sous forme quantitative, qui permet de prendre en compte simplement l'effet des inégalités sociales. Il a été construit à partir du 1^{er} axe d'une analyse en composantes multiples de l'ensemble des variables présentées ci-dessus, nous inspirant d'un travail similaire mené dans le domaine de l'éducation (Le Donné et Rocher, 2010). Cet indice social a été ajouté au modèle 2, en intégrant des termes d'effets croisés avec la génération, pour tester l'évolution des inégalités sociales au fil du temps. Par rapport au modèle 2, le gain en termes de variance expliquée est assez faible, mais statistiquement significatif (on passe de 32,6 % à 34,2 % en compréhension et de 25,9 % à 26,9 % en calcul). Ce fort recouvrement des effets suggère que l'influence du milieu social sur les compétences transiterait en grande partie par le diplôme¹². Les écarts en termes de cycle de vie sont quasi inchangés, tandis les écarts en termes de génération se creusent très légèrement. Les effets croisés relatifs au milieu social apparaissent significatifs en compréhension de l'écrit : le lien entre les compétences et le milieu social est plus fort pour la génération 1981-1987 par rapport aux autres générations, ce qui indiquerait un accroissement des inégalités sociales

11. En revanche, outre le diplôme, nous n'avons pris en compte que le sexe comme caractéristiques de l'individu lui-même. Le statut par rapport à l'emploi (passage par le chômage ou retraite) ou la profession exercée peuvent expliquer l'effet « cycle de vie », si les occasions d'utiliser les compétences sont moindres dans certaines circonstances. Nous nous contentons ici de mettre en évidence cet effet « cycle de vie » et remettons à plus tard, de préférence dans le cadre d'un vrai panel, un travail plus explicatif.
12. Voir en annexe une variante incluant le diplôme et l'ensemble des variables décrivant le milieu social et familial (modèle 6) : alors que les coefficients associés aux diplômes sont peu modifiés par la prise en compte du milieu familial et social, les coefficients associés aux variables familiales baissent sensiblement par rapport au modèle n'intégrant pas le diplôme de la personne interrogée.

concernant les compétences en compréhension de l'écrit chez les plus jeunes.

Qu'en est-il des générations les plus récentes ? Alors qu'on observe une amélioration sensible des compétences entre la génération 1946-1952 et 1974-1980, liée à l'élévation du niveau de diplôme (cf. modèles 1 et 2), celles-ci restent stables entre cette dernière génération et celle de 1981-1987 ; en outre, les inégalités de compétences selon le milieu social tendraient à croître (modèle 3). Pour approfondir cette question, une analyse spécifique a été menée en incluant la génération 1988-1994, avec les générations 1974-1980 et 1981-1987, uniquement sur *IVQ* 2011 puisque la génération des plus jeunes n'a pas été interrogée en 2004 (tableau 2). Ceci revient à faire l'hypothèse d'un effet « cycle de vie » négligeable pour ces générations. Les individus les plus âgés (ceux nés en 1974) ayant

37 ans en 2011, cette hypothèse paraît confortée par la littérature scientifique, qui estime plutôt à 50 ans le début de la phase marquée de perte de compétences, ce qui est aussi conforme aux résultats de la première série de modèles.

Globalement, on n'observe pas de différences de compétences face à l'écrit entre ces trois générations, mais des performances un peu moins bonnes pour la génération 1988-1994 en calcul. La prise en compte du niveau de diplôme modifie peu ce résultat. En revanche, prendre en compte le milieu social, sous la forme synthétique que nous avons élaborée, tend à accroître les écarts en calcul et à créer un écart statistique en faveur de 1974-1980. De plus, pour cette génération, les inégalités sociales seraient un peu moins marquées. En résumé, les générations 1981-1987 et 1988-1994 se distinguent peu, la plus jeune des deux ayant juste des résultats

Tableau 2
Relation entre les scores, l'année de naissance, le diplôme et le milieu social pour les générations les plus récentes

	A. Compréhension de l'écrit			B. Calcul		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
R ² (en %)	0,0	23,6	27,1	3,4	20,7	23,0
Constante	0,35***	0,92***	0,74***	- 0,07***	0,52***	0,38***
Génération						
1974-1980	- 0,03	0,04	0,08**	0,19***	0,19***	0,23***
1981-1987	- 0,01	0,04	0,04	0,14***	0,13***	0,15***
1988-1994	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Hommes	- 0,01	0,07***	0,06**	0,31***	0,38***	0,38***
Femmes	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Plus haut diplôme obtenu						
En cours d'études		- 0,39***	- 0,36***		- 0,48***	- 0,46***
Pas de diplôme ou CEP		- 1,65***	- 1,4***		- 1,38***	- 1,18***
BEPC		- 1,12***	- 0,94***		- 1,06***	- 0,93***
CAP/BEP		- 1,15***	- 0,95***		- 1,09***	- 0,93***
Bac général		- 0,56***	- 0,46***		- 0,52***	- 0,44***
Bac professionnel		- 0,92***	- 0,76***		- 0,86***	- 0,73***
Bac technologique		- 0,62***	- 0,43***		- 0,51***	- 0,37***
Bac+2		- 0,42***	- 0,32***		- 0,46***	- 0,38***
<i>Bac+4 ou +</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Indice social						
Indice social*1974-1980			0,35***			0,31***
Indice social*1981-1987			- 0,15***			- 0,11**
Indice social*1988-1994			0			- 0,07
			<i>Réf.</i>			<i>Réf.</i>

Note : les modélisations portent sur les individus enquêtés en 2011 nés entre 1974 et 1994, soit 4 071 observations. Les autres précisions sont les mêmes que celles données au tableau 1.

Lecture : voir tableau 1.

Champ : personnes nées entre 1974 et 1994 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine, ayant été scolarisées en France.

Source : enquête Information et vie quotidienne 2011, Insee.

un peu moins bons en calcul. En revanche, ces deux générations ont des performances moins élevées que la génération 1974-1980 et sont plus inégalitaires. Ce résultat paraît conforter, sur le moyen terme, le constat de la dégradation des performances du système éducatif français en termes d'équité et de sa stagnation en termes de performance moyenne.

Perspectives pour les enquêtes sur les compétences des adultes

La comparaison entre l'édition de 2004 et celle de 2011 apporte des éléments importants pour mesurer l'évolution des compétences entre générations et au cours de la vie. L'effet « cycle de vie » apparaît fort, l'effet « génération » est de moindre ampleur en faveur des plus jeunes, mais s'inverse à âge et diplôme fixés et l'influence du milieu social d'origine apparaît plus prononcé parmi les générations les plus récentes. Pour les politiques publiques, ces évolutions renvoient à la fois aux exigences du marché du travail et au fonctionnement du système éducatif. Dans le contexte de vieillissement de la population, la détérioration des compétences avec l'âge est particulièrement problématique. Une politique de formation spécifique à destination des actifs les plus âgés, dans le cadre des dispositifs de formation tout au long de la vie, pourrait être envisagée pour limiter la perte de compétences. La légère amélioration des compétences d'une génération à l'autre peut être portée au crédit de l'allongement des études et de l'élévation des niveaux de diplôme. Mais les analyses à niveau de diplôme fixé qui, comme cela a été observé pour d'autres pays, suggèrent une certaine

dévalorisation des diplômes, peuvent soulever quelques inquiétudes.

Comparer les résultats aux deux enquêtes a demandé un travail méthodologique assez complexe. La poursuite de ce travail grâce à une nouvelle enquête *IVQ* dans quelques années serait très utile pour mieux démêler les différents effets liés à l'âge. En particulier, il faudrait vérifier que la baisse de résultats à année de naissance donnée, entre 2004 et 2011, est bien un effet « cycle de vie » et non un effet « période », dû en particulier à des changements au niveau du protocole d'évaluation, que nous avons cherché à contrôler, mais qui étaient assez importants (la correction du processus d'orientation, notamment). Le travail de calage des enquêtes sera sans doute encore plus difficile. En effet, les supports de l'édition de 2004 ont vieilli : une page de programme télé, matériel de l'exercice d'orientation, le plus stratégique, ne peut plus passer pour un document universellement utilisé. De plus, une évaluation de type papier/crayon donne une image limitée des compétences nécessaires de nos jours pour utiliser l'écrit dans la vie quotidienne. Il sera sans doute indispensable de développer des exercices directement sur supports électroniques. La comparabilité entre les enquêtes s'en trouvera compliquée. C'est un problème qu'a déjà rencontré l'OCDE en organisant *PIAAC*, utilisant principalement le support informatique, qui faisait suite à d'autres enquêtes fondées sur une évaluation papier-crayon. L'articulation entre *IVQ* et *PIAAC* est aussi une question qui devra être étudiée en détail, en tenant compte en particulier du besoin de pouvoir mener des comparaisons temporelles, dont cet article a montré l'intérêt. □

BIBLIOGRAPHIE

Adam S., Bonsang E., Germain S. et Perelman S. (2007), « Retraite, activités non professionnelles et vieillissement cognitif – une exploration à partir des données de Share », *Économie et Statistique*, n° 403-404, pp. 83-96.

Baudelot C. et Establet R. (1989), *Le niveau monte*, Le Seuil.

Bock R. D. et Zimowski M. F. (1998), *Feasibility Studies of Two-Stage Testing in Large-Scale Educational Assessment: Implications for NAEP*,

American Institute of Research:NAEP Validity Studies.

D'Hautefeuille X., Murat F. et Rocher T. (2002), « La mesure des compétences : les logiques contradictoires des évaluations internationales », dans *Actes des Journées de méthodologie statistique 2000*, Insee.

Daussin J.-M., Kespaik S. et Rocher T. (2011), « L'évolution du nombre d'élèves en difficulté

face à l'écrit depuis une dizaine d'année », *France Portrait Social*, Insee, pp. 137-152.

Desjardins R. et Warnke A. J. (2012), « Ageing and Skills : a review and analysis of skill gain and skill loss over lifespan over time », *OECD Education Working Papers*, n° 72, OECD Publishing, Paris.

Dickes P., Tournois J., Flieller A. et Kop J.-L. (1994), *La psychométrie : Théorie et pratique de la mesure en psychologie*, Paris, PUF.

Fumel S., Keskpaiik S. et 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 », *Note d'information*, n° 10.24, Depp.

Green D. A. et Riddell W. C. (2013), « Ageing and Literacy Skills : Evidence from Canada, Norway and United States », *Labour Economics*, vol. 22/C, pp. 16-29.

Jonas N. (2012), « Pour les générations les plus récentes, les difficultés des adultes diminuent à l'écrit, mais augmentent en calcul », *Insee Première*, n° 1426, décembre.

Jonas N. (2013), « Les capacités des adultes à maîtriser des informations écrites ou chiffrées - Résultats de l'enquête PIAAC 2012 », *Insee Première*, n° 1467, octobre.

Jonas N., Lebrère A., Pommier P. et Trosseille B. (2013), « Mesurer les compétences des adultes : comparaison de deux enquêtes », *Insee Analyses*, n° 13, Insee.

Juhel J. (éd.) (1999), « Le modèle de la réponse à l'item », dans Numéro spécial de Psychologie et Psychométrie, vol. 20, n° 2/3.

Keskpaiik S. et 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 », *Note d'information*, n°13.31, Depp.

Le Donné N. et Rocher T. (2010), « Une meilleure mesure du contexte socio-éducatif des élèves et des écoles. Construction d'un indice de position sociale à partir des professions des parents », *Education & formations*, n° 79, Depp.

Megherbi H., Rocher T., Gyselinck V., Trosseille B. et Tardieu H. (2010), « Évaluation

de la compréhension de l'écrit chez l'adulte », *Économie et Statistique*, n° 424-425, pp. 63-86.

MEN (2016), « La proportion de bachelier dans une génération », *Repères et références statistiques*, Fiche 8.11, Depp.

Micheaux S. et Murat F. (2006), « Les compétences à l'écrit, en calcul et en compréhension orale selon l'âge », *Données Sociales 2006*, Insee, pp. 195-202.

Mislevy R. J. (1987), « Exploiting Auxiliary Information about Examinees in the Estimation of Item Parameters », dans *Applied Psychological Measurement*, Vol. 11, n° 1, pp. 81-91.

Murat F. et Rocher T. (2010), « Création d'un score global dans le cadre d'une épreuve adaptative », *Économie et Statistique*, n° 424-425, pp. 149-178.

Murat F. et Rocher T. (2015), « L'évaluation des compétences des adultes. Quelles contraintes ? Quelles spécificités ? », *Education & formations*, n° 86-87, Depp.

Paccagnella M. (2016), « Age, Ageing and Skills : Results from the Survey of Adult Skills », *OECD Education Working Papers*, n° 132, OECD Publishing, Paris.

Place D. et Vincent B. (2010), « L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômes et les compétences », *Économie et Statistique*, n°424-425, pp. 125-147.

OCDE (2013), *Perspectives de l'OCDE sur les compétences 2013 - Premiers résultats de l'Évaluation des compétences des adultes*, OCDE.

Rasch G. (1960), *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*, Copenhagen, Danish Institute for Educational Research.

Rocher T. (2003), « La méthodologie des évaluations internationales de compétences », dans *Psychologie et Psychométrie*, vol. 24, n°2/3, Paris, Éditions EAP.

Trosseille B. et Rocher T. (2015), « Les évaluations standardisées des élèves. Perspective historique », *Education & formations*, n° 86-87, Depp.

Winship C. et Harding D. J. (2008), « A mechanism-based approach to the identification of age-period-cohort models », *Sociological Methods & Research*, vol. 36, n° 3, pp. 362-401.

**RELATION ENTRE LES SCORES, L'ANNÉE DE NAISSANCE,
L'ÂGE ET LES CARACTÉRISTIQUES DE LA PERSONNE**

	Compréhension de l'écrit		Calcul	
	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 5	Modèle 6
R ² (en %)	18,7	34,6	14,5	27,3
Constante	- 0,26***	0,61***	- 0,59***	0,41***
Génération				
1946-1952	0,15**	0,38***	0,08	0,29***
1953-1959	0,12*	0,29***	0	0,17***
1960-1966	0,08	0,22***	- 0,14**	- 0,01
1967-1973	0,06	0,12***	- 0,08	- 0,02
1974-1980	0,09***	0,08***	0,02	0,02
1981-1987	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Âge à la date de l'enquête				
59-65 ans	- 0,48***	- 0,46***	- 0,1	- 0,19**
52-58 ans	- 0,34***	- 0,35***	- 0,01	- 0,13*
45-51 ans	- 0,15**	- 0,18***	0,13**	- 0,01
38-44 ans	- 0,04	- 0,04	0,22***	0,11*
31-37 ans	0,04	0,02	0,21***	0,08
24-30 ans	0,09***	0,07**	0,15***	0,03
17-23 ans	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Plus haut diplôme obtenu				
En cours d'études		- 0,21***		- 0,44***
Pas de diplôme ou CEP		- 1,39***		- 1,35***
BEPC		- 0,74***		- 0,77***
CAP/BEP		- 0,9***		- 0,9***
Bac général		- 0,38***		- 0,43***
Bac professionnel		- 0,61***		- 0,7***
Bac technologique		- 0,38***		- 0,43***
Bac+2		- 0,25***		- 0,34***
Bac+4 ou +		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Hommes	- 0,02	0,03***	0,33***	0,37***
Femmes	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Autre type de famille	- 0,09***	- 0,02	- 0,13***	- 0,07***
Père+Mère	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Fratric				
Pas de frère et soeur	0,23***	0,07***	0,19***	0,05*
1 frère et/ou sœur	0,21***	0,08***	0,17***	0,05***
2 frères et/ou sœurs	0,17***	0,08***	0,16***	0,08***
3 frères et/ou sœurs ou +	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Habitat				
Habitat individuel	- 0,1***	- 0,07***	- 0,05***	- 0,03
Habitat précaire	- 0,43***	- 0,28***	- 0,35***	- 0,21***
HLM	- 0,17***	- 0,07***	- 0,13***	- 0,04*
Autre type d'immeuble	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>

	Compréhension de l'écrit		Calcul	
	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 5	Modèle 6
Niveau de diplôme du père				
Père sans diplôme ou avec le CEP	- 0,07	- 0,06	- 0,14*	- 0,13*
Père avec le BEPC/CAP/BEP	0,07	0	0	- 0,06
Père avec le Bac	0,18**	0,04	0,04	- 0,09
Père avec + que le Bac	0,16**	0	0,08	- 0,08
<i>Père inconnu</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Niveau de diplôme de la mère				
Mère sans diplôme ou avec le CEP	0,06	- 0,06	0,16***	0,05
Mère avec le BEPC/CAP/BEP	0,23***	0,01	0,28***	0,08*
Mère avec le Bac	0,33***	0,06	0,43***	0,17***
Mère avec + que le Bac	0,35***	0,09*	0,45***	0,2***
<i>Mère inconnue</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CSP du père				
Père inconnu ou sans profession	- 0,1*	- 0,1**	- 0,07	- 0,06
Père agriculteur	0,08**	- 0,05	0,22***	0,1***
Père artisan	0,14***	0,04*	0,18***	0,08***
Père cadre supérieur	0,29***	0,05*	0,35***	0,12***
Père de profession intermédiaire	0,26***	0,07***	0,22***	0,05**
Père employé	0,13***	0,03*	0,11***	0,02
<i>Père ouvrier</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CSP de la mère				
Mère inconnue ou sans profession	- 0,02	- 0,07***	- 0,01	- 0,06***
Mère agricultrice	- 0,03	- 0,01	0,01	0,03
Mère artisan	0,11***	0,04	0,04	- 0,02
Mère cadre supérieur	0,26***	0,13***	0,2***	0,07
Mère de profession intermédiaire	0,15***	0,05**	0,12***	0,03
Mère employée	0,12***	0,04**	0,06***	- 0,01
<i>Mère ouvrière</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Père né en France	0,05**	0,06***	0,09***	0,1***
<i>Père né à l'étranger</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Mère née en France	0,03	0,07***	- 0,02	0,01
<i>Mère née à l'étranger</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>

Note : les modélisations portent sur les données individuelles de 2004 et 2011 empiquées, soit 18 804 observations. On pondère pour tenir compte des spécificités de chaque enquête en termes de plan de sondage et de correction de la non-réponse. Le modèle 1 prend en compte uniquement l'année de naissance, l'âge au moment de l'enquête et le sexe ; le modèle 2 ajoute le diplôme ; le modèle 3 ajoute le milieu social sous la forme d'un indice quantitatif et son effet croisé avec la génération.

Lecture : voir tableau 1.

Champ : personnes nées entre 1946 et 1987 vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine, ayant été scolarisées en France.

Source : enquête Information et vie quotidienne 2004 et 2011, Insee.

